

Université
de Toulouse

THÈSE

En vue de l'obtention du

DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ DE TOULOUSE

Délivré par :

Université Toulouse 3 Paul Sabatier (UT3 Paul Sabatier)

Présentée et soutenue par :

Gaëtan FAYON

Le mardi 12 décembre 2017

Titre :

Modélisation Statistique de la Diversité Multi-Site aux Fréquences Comprises
entre 20 et 50 GHz

ED GEET : Électromagnétisme et Systèmes Haute Fréquence

Unité de recherche :

ONERA - Département Électromagnétisme et Radar - Unité Radiocommunication et Propagation

Directeur(s) de Thèse :

M. Laurent FÉRAL (directeur de thèse)

M. Laurent CASTANET (co-directeur de thèse)

Rapporteurs :

Mme. Danielle VANHOENACKER-JANVIER (rapporteur)

M. Fernando PEREZ FONTAN (rapporteur)

Autre(s) membre(s) du jury :

Mme. Évelyne RICHARD (examineur)

M. Antonio MARTELLUCCI (examineur)

**Si nous avons perdu cette force
Qui autrefois remuait la terre et le ciel,
Ce que nous sommes, nous le sommes :
Des cœurs héroïques d'une même trempe,
Affaiblis par le temps et le destin,
Mais forts par la volonté
De chercher, de lutter, de trouver et de ne rien céder.**

Lord Alfred Tennyson, *Ulysse*, 1833, traduit de l'anglais

Remerciements

Je souhaite tout d'abord remercier Madame Danielle Vanhoenacker-Janvier, Professeur à l'Université Catholique de Louvain, et Monsieur Fernando Perez Fontan, Professeur à l'Université de Vigo, qui ont accepté de rapporter ce manuscrit. Merci à Madame Évelyne Richard, Directrice de Recherche au laboratoire d'aérodynamique du CNRS de Toulouse, et à Monsieur Antonio Martellucci, Docteur Ingénieur de l'Agence Spatiale Européenne, pour leur participation au jury de soutenance.

Je remercie également Messieurs Florent Christophe et Joël Lemorton, Directeurs-adjoints du DEMR, pour m'avoir permis d'effectuer mes trois années de thèse au sein de ce département de l'ONERA de Toulouse.

Mes remerciements les plus chaleureux vont à mes deux directeurs de thèse, Laurent Féral, Maître de Conférence à l'Université Paul Sabatier, et Laurent Castanet, responsable de l'unité RCP du DEMR à Toulouse, qui ont eu la patience de me suivre durant ces trois ans et qui m'ont transmis leur sens du détail et leur rigueur. Merci également à Xavier Boulanger et Nicolas Jeannin pour avoir répondu de manière toujours claire et précise à mes nombreuses sollicitations durant ces trois années.

Je tiens de plus à remercier Messieurs Armando Rocha, Professeur à l'Université d'Aveiro, José Manuel Riera, Professeur à l'Université Polytechnique de Madrid et Carlo Riva, Professeur à l'École Polytechnique de Milan, pour m'avoir autorisé à utiliser les données de propagation recueillies à Aveiro, Madrid et Spino D'Adda pour mener à bien les tests du modèle WRF-EMM.

Je souhaite en outre adresser de sincères remerciements à Corinne De Pablo, Claudine Tournon et Élodie Bachelier pour leur gentillesse et leur disponibilité.

J'ai également une pensée pour l'ensemble des doctorants du DEMR, en particulier ceux du fameux bureau 116, pour l'accueil qui m'a été réservé alors que je n'étais qu'un bleu, pour leur gentillesse et leur amitié. Merci donc à Charles-Antoine, Christophe, Hélène et Isabelle sans qui ces trois années auraient été nettement moins amusantes. J'espère que Charles-Antoine n'a toujours pas perdu espoir de voir un jour une Bretagne libre et indépendante, que Christophe verra un club français remporter la Ligue des Champions de ses propres yeux (et ce

qu'importe les moyens n'est-ce pas ?) et qu'Hélène aura la chance de vivre dans un monde scientifique moins masculins (et surtout un peu moins lourd et beauf, vu que l'on ne s'est pas vraiment amélioré sur ce point). J'espère enfin qu'Isabelle ne baissera pas les bras dans son argumentaire pour me convaincre un jour d'avoir des enfants.

Je tiens par ailleurs à féliciter Jean-Pascal Monvoisin pour sa capacité à motiver l'ensemble du corps doctoral du DEMR. Merci également à tous les petits fruits du bureau 115, et surtout à Aymeric et Florestan, dont les capacités à étudier les surfaces de mer n'a d'égal que leur dégoût respectif pour les alcools forts. Je souhaite enfin tout le meilleur à Aurélien pour trouver sa voie dans ce monde trop conventionnel pour lui.

J'ajouterai que cela a été un honneur pour moi de rencontrer Florian Ribaud, ponté parmi les pontes du GNSS. J'espère tout de même qu'avec les années il arrivera à s'amuser et à sortir de son bureau où il y passe de si nombreuses heures par amour pour les PLL. J'adresse toutes mes félicitations à Benjamin pour avoir vaincu sa dépression, et celles des autres, en se montrant toujours plus optimiste.

Je souhaite une bonne continuation aux jeunes recrues du DEMR. Les longues discussions que nous avons tous pu avoir avec Quentin, Benjamin, Alexandre, Erwan, Hugo et, surtout, avec Pierre, me manqueront sans aucun doute possible.

Merci enfin à Gabriella, Romy, Juliette, Lino, Franz, Georg et Alexandre et leur (nos ?) cerveau(x) un peu malade(s) pour m'avoir fait découvrir le monde de l'alpinisme et avec qui j'ai découvert que tousser du sang à partir de 5500 m d'altitude était somme toute assez normal tant que cela arrive à tout le monde autour de soi. Je n'aurais jamais cru faire de telles expériences au cours de ma vie. Cela a été un réel honneur de vivre ça avec eux et de m'aérer l'esprit pendant quelques semaines durant ces trois dernières années.

Liste des acronymes

API	Application Programming Interface
ACM	Adaptive Coding and Modulation
CCDF	Complementary Cumulative Distribution Function
CPLRE	Constant Probability Levels Relative Error
DIF	Diversity Improvement Factor
ECCDF	Empirical Complementary Cumulative Distribution Function
EJCCDF	Empirical Joint Complementary Cumulative Distribution Function
ECMWF	European Centre for Medium-Range Weather Forecasts
EMB	Enhanced Maseng-Bakken
EMM	ElectroMagnetic Module
ERA	ECMWF Re-Analysis
FD	Fade Duration
FMT	Fade Mitigation Techniques
FS	Fade Slope
HDF5	Hierarchical Data Format (version) 5
IMMBS	Interactive MultiMedia Broadband Service
ITUE	International Telecommunication Union Error (Rec. ITU-R P.311-15)
ITU-R	International Telecommunication Union – Radiocommunications Unit
JCCDF	Joint Complementary Cumulative Distribution Function
LWC	Liquid Water Content
MB	Maseng-Bakken
ML	Mixed Law
ML-SD	Mixed Law – Site Diversity
MTSS	Multi-site Time Series Synthesizer
NCEI	National Centers for Environmental Information
NMM	Nonhydrostatic Mesoscale Model
NOAA	National Oceanic and Atmospheric Administration
NTM	New Testing Metric

NWP	Numerical Weather Prediction
PDF	Probability Density Function
SDCPLRE	Site Diversity Constant Probability Levels Relative Error
SDSD	Site Diversity Statistics Deviation
SDI	Statistical Dependence Index
UIT	Union Internationale de Télécommunications
ULPC	Up-Link Power Control
WGN	White Gaussian Noise
WPS	WRF Pre-processing System
WRF	Weather Research and Forecasting
WRF-ARW	Advanced Research WRF

Glossaire

Variables mathématiques

β^{-1}	Temps de corrélation (s)
B	Angle entre l'azimut de la liaison par rapport à la station de référence et la ligne de base définie par les deux sites en degrés et tel que $0^\circ \leq B \leq 90^\circ$ (°)
γ_{rain}	Atténuation spécifique due à la pluie (dB/km)
ϵ_{CPLRE}	Valeur renvoyée par la métrique CPLRE (<i>Constant Probability Levels Relative Error</i>)
ϵ_{ITUE}	Valeur renvoyée par la métrique ITUE (<i>International Telecommunication Union Error</i> – Rec. ITU-R P.311-15)
ϵ_{NTM}	Valeur renvoyée par la métrique NTM (<i>New Testing Metric</i>)
$\epsilon_{SDCPLRE}$	Valeur renvoyée par la métrique SDCPLRE (<i>Site Diversity Constant Probability Levels Relative Error</i>)
ϵ_{SDSD}	Valeur renvoyée par la métrique SDSD (<i>Site Diversity Statistics Deviation</i>)
θ	Angle d'élévation (°)
λ	Longueur d'onde (m)
Λ	Paramètre de pente
μ	Paramètre de forme
ρ_A	Fonction de corrélation spatiale des processus d'atténuations due à la pluie $A(t)$
ρ_G	Fonction de corrélation spatiale des processus Gaussiens $G(t)$ sous-jacent aux processus d'atténuation due à la pluie $A(t)$
ρ_{G_R}	Fonction de corrélation spatiale des processus Gaussiens $G_R(t)$ sous-jacent aux processus d'intensité de précipitations $R(t)$
ρ_R	Fonction de corrélation des processus d'intensité de précipitations $R(t)$
σ_{ext}	Section efficace d'extinction (m ²)
σ_1^2	Variance d'estimation
σ_2^2	Variance d'estimation du second ordre

σ_X	Écart-type du processus X
$\sigma_{\ln(A)}$	Écart-type du processus normal $\ln(A(t))$, sous hypothèse de log-normalité de la distribution $P(A > A^*)$
$\sigma_{\ln(A),c}$	Écart-type du processus normal conditionnée à la présence d'atténuation due à la pluie sur la liaison $\ln(A_c(t))$, sous hypothèse de log-normalité de la distribution conditionnée $P(A_c > A^*) = P(A > A^*/A > 0)$
φ	Angle d'azimut ($^\circ$)
$A(t)$	Série temporelle d'atténuation due à la pluie (dB)
c	Vitesse de la lumière dans le vide ($c = 3.0 \cdot 10^8 m/s$)
C_{XY}	Corrélation des processus X et Y
d	Distance (km)
D	Diamètre d'une goutte de pluie (mm)
$DIF(A^*)$	Facteur d'amélioration de diversité (<i>Diversity Improvement Factor</i>) au seuil d'atténuation A^*
$E[X]$	Moyenne du processus X
f	Fréquence (GHz)
$G(t)$	Processus Gaussiens sous-jacent au processus d'atténuation due à la pluie $A(t)$
$G_R(t)$	Processus Gaussiens sous-jacent au processus d'intensité de précipitation $R(t)$
$G_D(P^*)$	Gain de diversité au pourcentage de temps P^* (dB)
h	Altitude (m)
$I_D(A^*)$	Gain de disponibilité/amélioration de diversité au seuil d'atténuation A^* (%)
l	Latitude ($^\circ$)
L	Longitude ($^\circ$)
$m_{\ln(A)}$	Moyenne du processus normal $\ln(A(t))$, sous hypothèse de log-normalité de la distribution $P(A > A^*)$
$m_{\ln(A),c}$	Moyenne du processus normal conditionnée à la présence d'atténuation due à la pluie sur la liaison $\ln(A_c(t))$, sous hypothèse de log-normalité de la distribution conditionnée $P(A_c > A^*) = P(A > A^*/A > 0)$
M_r	Masse d'eau par unité de volume ($g.m^{-3}$)
N_0	Coefficient de la loi d'Ulrich et d'Ulrich-Atlas ($mm^{-1}.m^{-3}$)
$N(D)$	Distribution granulométrique des gouttes de pluie ($mm^{-1}.m^{-3}$)

P	Pression (Pa)
$P_{0,A}$	Probabilité d'apparition d'atténuation due à la pluie sur la liaisons (%)
$P(A > A^*)$	Distribution d'atténuation due à la pluie : probabilité de dépasser l'atténuation A^* (%)
$P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$	Distribution jointe d'atténuation due à la pluie : probabilité de dépasser le seuil A_i^* sur le site i et de dépasser le seuil A_j^* sur le site j
$P_{0,R}$	Probabilité d'apparition de pluie sur le site (%)
$P(R > R^*)$	Distribution d'intensité de précipitations : probabilité de dépasser l'intensité de précipitation R^* (%)
Q_r	Contenu en eau liquide précipitante ($kg \cdot kg^{-1}$)
R_A	Matrice de corrélation spatiale des processus d'atténuations due à la pluie $A(t)$
R_G	Matrice de corrélation spatiale des processus Gaussiens $G(t)$ sous-jacent aux processus d'atténuation due à la pluie $A(t)$
R_{G_R}	Matrice de corrélation spatiale des processus Gaussiens $G_R(t)$ sous-jacent aux processus d'intensité de précipitations $R(t)$
R_R	Matrice de corrélation des processus d'intensité de précipitations $R(t)$
$R(t)$	Série temporelle d'intensité de précipitations (mm/h)
s	Pente locale
T	Température (K)

Recommandations UIT

- ITU-R P.311-15** Recommandation UIT intégrant notamment la définition d'une métrique de test pour la comparaison de distributions d'atténuation due à la pluie (§4.2)
- ITU-R P.618-12** Recommandation UIT intégrant notamment :
- une méthode de calcul des distributions long-termes d'atténuation due à la pluie d'après le taux de précipitations ponctuel (§2.2.1.1)
 - une méthode de calcul de la probabilité qu'une liaison soit atténuée (§2.2.1.2).
 - une méthode de calcul des distributions jointes d'atténuation due à la pluie entre deux sites dans un contexte de diversité de site (§2.2.4.1)
 - une méthode permettant de calculer le gain de diversité entre deux sites distants d'au plus 20 km (§ 2.2.4.2)

ITU-R P.676-11	Recommandation UIT intégrant les méthodes de calcul des atténuations troposphériques dues à l'oxygène et à la vapeur d'eau
ITU-R P.678-3	Recommandation UIT permettant de caractériser la variabilité des phénomènes de propagation et d'estimer le risque associé sur la marge de propagation
ITU-R P.837-6	Recommandation UIT permettant de calculer la probabilité de pluie $P_{0,R}$ pendant une année moyenne et également la distribution de précipitations long-terme pour un emplacement donnée
ITU-R P.838-3	Recommandation UIT permettant de calculer l'atténuation linéique γ_R (dB/km) due à la pluie à partir de l'intensité de précipitation R (mm/h)
ITU-R P.839-4	Recommandation UIT permettant de calculer la hauteur de pluie h_R (km)
ITU-R P.840-6	Recommandation UIT permettant de calculer les affaiblissements troposphériques dus aux nuages et au brouillard
ITU-R P.1057-4	Recommandation UIT décrivant les diverses distributions de probabilité à utiliser pour la modélisation et les prévisions de la propagation des ondes radioélectriques. En particulier, l'Annexe 2 fournit une procédure pas-à-pas permettant d'approximer une distribution cumulative complémentaire par une distribution cumulative complémentaire log-normale (via l'extraction des paramètres m et σ d'une distribution log-normale)
ITU-R P.1410-5	Recommandation UIT intégrant notamment une méthode de calcul de l'amélioration de la diversité d'acheminement sur un réseau terrestre, via l'utilisation d'une fonction de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie
ITU-R P.1853-1	Recommandation UIT intégrant la méthodologie d'application d'un générateur de séries temporelles d'atténuation due à la pluie (modèle Enhanced Maseng-Bakken) et d'un générateur de séries temporelles relatif à la scintillation

Table des matières

Remerciements	5
Liste des acronymes	9
Glossaire	11
Tables des matières	15
Introduction	23
Chapitre 1	
Principe de la diversité de site et état de l'art des modèles	29
1.1 Intérêt, principe et dimensionnement des systèmes en diversité de site	31
1.1.1 Intérêt de la diversité de site.....	31
1.1.1.1 Dépendance en fréquence de l'atténuation troposphérique.....	32
1.1.1.2 Problématiques liées à l'utilisation de techniques adaptatives classiques	34
1.1.2 Principe de la diversité de site.....	34
1.1.3 Dimensionnement des systèmes en diversité de site	36
1.1.3.1 Principe de base	36
1.1.3.2 Modèles empiriques de diversité de site.....	39
1.1.3.2.1 Modèle de Hodge (Recommandation ITU-R P.618-12, §2.2.4.2)	39
1.1.3.2.2 Modèle de Boithias	41

1.2	Modélisation stochastique du canal de propagation mono-site.....	42
1.2.1	Modèle de prédiction de l'ITU (ITU-R P.618-12, §2.2.1.1).....	43
1.2.2	Modèles de canal	44
1.2.2.1	Principes de bases des modèles de canal MB, EMB et ML	45
1.2.2.2	Modèle Maseng-Bakken (MB)	46
1.2.2.3	Modèle Enhanced Maseng-Bakken (EMB).....	47
1.2.2.4	Modèle loi mixte (ML)	49
1.2.2.5	À propos de la corrélation temporelle des processus Gaussien sous-jacents .	51
1.3	Modélisation stochastique du canal de propagation en diversité de site.....	53
1.3.1	Modèle de prédiction de l'ITU en diversité de site (ITU-R P.618-12, §2.2.4.1).....	54
1.3.2	Généralisation des modèles E(MB) et ML dans un contexte de diversité de site	56
1.3.2.1	Principes de base	57
1.3.2.2	Modèle de Grémont-Filip	58
1.3.2.3	Modèle de Cheffena.....	60
1.3.2.4	Modèle ML-SD (Mixed Law – Site Diversity)	61
1.3.3	Modèles statistiques dérivés des modèles de canal en diversité de site	63
1.3.3.1	Modèle statistique de JCCDF dérivé du modèle de Cheffena.....	63
1.3.3.2	Modèle statistique dérivé du modèle ML-SD.....	65
1.3.4	Simulateurs du canal de propagation	66
1.3.4.1	Simulateur Sistar	67
1.3.4.2	Simulateur MTSS (Multi-Time Series Synthesizer)	68
1.4	Analyse critique sur les fonctions de corrélation spatiale	69
1.4.1	Recensement des fonctions de corrélations spatiales	69
1.4.2	Analyse critique du paramétrage des fonctions de corrélation spatiale	73
1.5	Conclusion.....	74

Chapitre 2

Développement d'une métrique de test pondérée par les variabilités statistiques..... 77

2.1	Limites des métriques de test actuelles	79
2.1.1	Les métriques de tests actuelles	79
2.1.1.1	Erreur relative à niveaux de probabilité constants (CPLRE)	79
2.1.1.2	ITU-R P.311-15 (ITUE)	80
2.1.2	Applications des métriques actuelles sur des distributions types et limites	82

2.2	Nouvelle métrique de test.....	85
2.2.1	Variabilités statistiques du 1 ^{er} ordre des CCDFs.....	85
2.2.1.1	Illustration des variances du 1 ^{er} ordre à partir du modèle de canal ML	86
2.2.1.2	Dérivation analytique des variances du 1 ^{er} ordre	87
2.2.1.3	Paramétrage expérimental des variances du 1 ^{er} ordre	89
2.2.1.4	Définition de la composante du 1 ^{er} ordre de la nouvelle métrique de test	91
2.2.2	Variabilités statistiques du 2 nd ordre des CCDFs	94
2.2.2.1	Illustration des variances du 2 nd ordre à partir du modèle de canal ML.....	94
2.2.2.2	Dérivation analytique des variances du 2 nd ordre.....	96
2.2.2.3	Paramétrage expérimental des variances du 2 nd ordre.....	100
2.2.2.4	Définition de la composante du 2 nd ordre de la nouvelle métrique de test...	104
2.3	Application de la nouvelle métrique de test sur des ECCDFs	107
2.3.1	Résultats à partir de l'ECCDF dérivée des 7 ans de mesures ITALSAT	109
2.3.2	Capacité discriminante des métriques de test selon la durée de l'expérimentation	111
2.3.2.1	Expérimentation ITALSAT à 18.7 GHz.....	111
2.3.2.2	Expérimentation ITALSAT à 39.6 GHz.....	115
2.4	Conclusion.....	117

Chapitre 3

Potentialités d'un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour produire des statistiques de propagation.....121

3.1	Le modèle WRF-EMM : architecture et fonctionnement	123
3.1.1	Architecture générale du modèle WRF-EMM	123
3.1.2	Fonctionnement du modèle WRF	125
3.1.2.1	Système de pré-traitement WPS	125
3.1.2.2	Le WRF Core : traitement des données entrantes et calcul des sorties	127
3.1.3	Fonctionnement du module électromagnétique EMM.....	129
3.1.3.1	Architecture générale.....	129
3.1.3.2	Section efficace d'extinction.....	132
3.1.3.3	Distribution granulométrique des gouttes de pluie.....	134
3.2	Optimisation du modèle de distribution granulométrique.....	137
3.2.1	Impact du paramètre de forme μ sur les distributions granulométriques $N(D)$	137
3.2.1.1	Modèles de dépendance d'Ulrich et d'Ulrich-Atlas	138
3.2.1.1.1	Modèle de dépendance d'Ulrich (1983).....	138
3.2.1.1.2	Modèle de dépendance d'Ulrich-Atlas (1998).....	138
3.2.1.1.3	Comparaison des modèles de dépendance.....	139

3.2.1.2	Sensibilité des modèles granulométriques $N(D)$	140
3.2.1.2.1	Comparaison des modèles à M_r constant	141
3.2.1.2.2	Comparaison des modèles à M_r variable.....	143
3.2.2	Impact des modèles de granulométrie $N(D)$ sur les CCDFs d'atténuation due à la pluie issues du modèle WRF-EMM	146
3.2.3	Optimisation de l'EMM à partir d'un paramétrage mixte de $N(D)$	151
3.3	Comparaison des sorties du modèle avec les résultats expérimentaux de la campagne de mesure ONERA-CNES	156
3.3.1	Résultats pour la région toulousaine	159
3.3.1.1	Liaison Toulouse/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2013.....	159
3.3.1.2	Liaison Aussaguel/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2014.....	160
3.3.1.3	Liaison Le Fauga/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2014	162
3.3.2	Résultats en micro-diversité de site.....	163
3.3.3	Résultats pour Salon de Provence	169
3.4	Potentialités de WRF-EMM à générer des statistiques de propagation en Europe....	173
3.5	Conclusion.....	176

Chapitre 4

Utilisation de WRF-EMM pour nourrir les modèles de diversité de site.....179

4.1	Génération de cartes de corrélation spatiale à partir de simulations WRF-EMM	181
4.1.1	Méthodologie	181
4.1.2	Définition des zones d'intérêt	182
4.1.3	Études conduites dans les sections suivantes	186
4.2	Étude des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie avec WRF-EMM.....	187
4.2.1	Comparaison des corrélations spatiales de WRF-EMM à des observations radars	188
4.2.2	Étude de la corrélation spatiale issue de WRF-EMM dans le Sud de la France	190
4.2.3	Caractérisation de l'anisotropie des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM	198
4.3	Variations interannuelles des corrélations spatiales et des distributions jointes d'atténuation due à la pluie	204
4.3.1	Variabilités interannuelles des coefficients de corrélation spatiale	204
4.3.2	Variabilités interannuelles des JCCDFs d'atténuation due à la pluie	208

4.4	Utilisation des sorties WRF-EMM pour nourrir les modèles en diversité de site.....	212
4.4.1	Méthodologie	212
4.4.2	Paramétrages du modèle loi mixte en diversité de site (ML-SD)	214
4.4.3	Influence des coefficients de corrélation sur les sorties du modèle ML-SD.....	216
4.4.4	Tests du modèle en diversité de site ML-SD paramétré à partir de WRF-EMM...	219
4.5	Apport de WRF-EMM sur un exemple de dimensionnement.....	225
4.5.1	Scénario proposé	226
4.5.2	Dimensionnement du schéma de diversité avec la Rec. ITU-R P.618-12	227
4.5.3	Dimensionnement du schéma de diversité avec le modèle ML-SD paramétré avec WRF-EMM	230
4.6	Conclusion.....	232

Conclusion et perspectives.....	235
--	------------

Bibliographie.....	241
---------------------------	------------

Annexes.....	257
---------------------	------------

Annexe 1

Outils mathématiques	259
-----------------------------------	------------

A1.1	Distribution cumulative d'une loi normale bivariée	260
A1.2	Conversion de la matrice de corrélation R_A en matrice de corrélation R_G dans le cas de l'utilisation du modèle ML-SD.....	264
A1.2.1	Formalisme mathématique.....	264
A1.2.2	Code MATLAB	266

Annexe 2

Application de la nouvelle métrique de test sur des ECCDFs267

A2.1. Données de propagation de Spino D'Adda (Italie) recueillies entre 1994 et 2000 à 18.7 GHz	268
A2.2. Données de propagation de Spino D'Adda (Italie) recueillies entre 1994 et 2000 à 39.6 GHz	273

Annexe 3

Paramétrage des fonctions de corrélation spatiale issues des simulations WRF-EMM279

A3.1 Rappel concernant le paramétrage proposé	280
A3.2 Paramétrage des différentes fonctions de corrélation spatiale	281
A3.2.1 Paramétrages pour Toulouse en 2014	282
A3.2.2 Paramétrages pour Bérat en 2014	283
A3.2.3 Paramétrages pour Le Soulié en 2014	284
A3.2.4 Paramétrages pour Cahors en 2014.....	285
A3.2.5 Paramétrages pour Biscarosse en 2014.....	286
A3.2.6 Paramétrages pour Salon en 2014.....	287
A3.2.7 Paramétrages pour Hortonedà en 2014	288
A3.3 Conclusion.....	289

Introduction

A l'heure actuelle, les bandes de fréquences conventionnelles utilisées pour les systèmes de télécommunication par satellites (bandes S, C, X et Ku, entre 2 et 18 GHz) sont saturées. Or, le besoin des télécommunications civiles et militaires se traduit par une demande toujours accrue en services multimédias haut-débits. La mise en place de tels services requiert l'utilisation de bandes passantes plus importantes, dans le but de proposer des performances équivalentes à celles offertes par les systèmes de télécommunication terrestres. Par conséquent, l'augmentation de la fréquence porteuse est nécessaire afin d'utiliser des régions du spectre électromagnétique moins encombrées par rapport aux bandes conventionnelles S, C, X et Ku. Ainsi, de plus en plus de systèmes de communication par satellite sont déployés en bande Ka (20-30 GHz), dans l'optique de fournir des services multimédias larges bandes (*Interactive MultiMedia Broadband Services*, IMMBS). En Europe via Ka-Sat [Berretta, 2011], aux États-Unis via ViaSat-1, au Moyen-Orient via Yahsat [Freyer, 2008] ou en Asie via GSAT-14, le nombre de satellites opérant en bande Ka et proposant des services larges bandes est en constante augmentation. Par ailleurs, dans le but d'atteindre une capacité globale (c'est-à-dire sur l'ensemble des liens utilisateurs et des liaisons avec les stations d'ancrage) de l'ordre du Tb/s, des systèmes utilisant la bande Q/V (40-50 GHz) et la bande W (70-80 GHz) sont également à l'étude [Castanet et al., 2008][Kyrgiazos et al., 2014].

Mais si l'utilisation de ces bandes de fréquences permet d'envisager la fourniture de services multimédia très hauts débits, elle rend les systèmes de télécommunication particulièrement vulnérables aux affaiblissements troposphériques [Salonen et al., 1992], notamment l'atténuation due aux précipitations qui constitue le principal contributeur à l'affaiblissement troposphérique total, lequel peut atteindre plusieurs dizaines de dB dans les bandes Ka, Q, V et W (entre 20 et 100 GHz). De plus, compte tenu des variabilités climatologiques locales, l'atténuation due à la pluie est plus intense en milieux tropical et équatorial qu'aux latitudes moyennes, tant en nombre d'évènements qu'en niveau d'atténuation atteint. Le marché des télécommunications étant en plein essor dans ces régions, le dimensionnement optimal des futurs systèmes de télécommunications terrestres et spatiaux requiert donc une quantification statistique des affaiblissements troposphériques en tout point du globe.

Pour compenser la détérioration des conditions de propagation, une marge de puissance fixe qui dépend du niveau de disponibilité visé est communément introduite. Dans le cas de liaisons Terre-Espace en bandes S, C, X et Ku, pour lesquelles les atténuations dues à la pluie n'excèdent généralement pas une dizaine de dB pour 0.01% du temps, une marge de puissance statique de quelques dB suffit. En revanche, l'allocation de cette ressource supplémentaire n'est pas envisageable pour les systèmes opérant à des fréquences supérieures à 20 GHz car la marge résultante serait trop conséquente, rendant le coût des stations sol excessivement élevé et pouvant causer des problèmes d'interférences importants. C'est pourquoi, dans le but de lutter contre les atténuations dues aux précipitations, plusieurs techniques de compensation (*Fade Mitigation Techniques*, FMT) ont été développées [Castanet, 2001]. Parmi celles-ci, la plus communément mise en œuvre pour les liaisons satellites en bande Ku (12 à 18 GHz) consiste à adapter la puissance émise, notamment sur les liaisons montantes (*Up-Link Power Control*, ULPC), aux conditions instantanées du canal de propagation. Toutefois, en bande Ka et en régions tempérées, la gestion de puissance sur la liaison montante ne suffit pas et les standards normalisés par l'ETSI (DVB-S2, DVB-RCS2) recommandent la mise en œuvre de techniques adaptatives de modulation et de codage de l'information transmise. Ces techniques, dénommées ACM (*Adaptive Coding and Modulation*), permettent d'obtenir des gains de 10 à 20 dB sur les bilans de liaisons [Willis et Evans, 1988][Bolea-Alamañac, 2004]. Pour des liaisons en bandes Ku et Ka en régions tempérées, les marges ainsi dégagées sont alors suffisantes pour offrir des disponibilités de service acceptables du point de vue de l'utilisateur (de l'ordre de 99.9% du temps).

L'atténuation troposphérique augmentant généralement avec la fréquence (mais aussi avec l'intensité des évènements précipitants, i.e. avec la taille des gouttes de pluie), l'utilisation de ces techniques adaptatives aujourd'hui normalisées (ULPC et ACM) n'est plus suffisante pour compenser les atténuations importantes susceptibles d'être rencontrées sur des liaisons satellites opérant en bande Q et V et même en bande Ka dans les zones tropicales et équatoriales. Pour compenser ce surplus d'atténuation, une possibilité est donc d'utiliser, en complément de ces FMT classiques, une autre technique déjà connue mais peu utilisée jusqu'alors (sauf en ce qui concerne les hubs des systèmes de télédiffusion directe) : la diversité de site.

C'est durant les années 1970 et le début des années 1980 que cette solution complémentaire a été imaginée. Cette technique, théorisée et formalisée dans [Hogg, 1967], [Hodge, 1974], [Hodge, 1976], [Hodge, 1978] et [Hodge, 1982], propose de miser sur la redondance des stations terrestres pour compenser les pertes de propagation liées notamment aux

précipitations. En particulier, lorsque la liaison avec la station principale est interrompue à cause d'atténuations troposphériques trop intenses (lors d'un évènement orageux par exemple), les signaux sont redirigés vers une ou plusieurs autres stations sols selon les conditions météorologiques locales [Hogg, 1967][Hodge, 1974]. La diversité de site permet donc d'exploiter le caractère local des précipitations, dont l'extension spatiale et la durée sont généralement d'autant plus limitées que la précipitation est intense [Harrold et Austin, 1974]. Ainsi, en complément des techniques de compensation classiques (ULPC et ACM), la diversité de site exploite la décorrélation en distance des évènements précipitants dans le but de maintenir un bilan de liaison favorable en évitant les affaiblissements les plus intenses pour finalement atteindre la disponibilité de service requise.

Si les premiers travaux cités ci-dessus s'appuient sur une diversité de site stricte, c'est-à-dire en faisant systématiquement correspondre à une station d'ancrage de référence une station de redondance, l'idée est aujourd'hui de s'appuyer sur une redondance intelligente (concept de *smart gateways* [Skinnemoen, 1998][Jeannin et al., 2014 (1)]), en associant une station de redondance à plusieurs stations de référence. Ce concept de *smart gateways* s'appuie sur la nécessité d'utiliser une dizaine de stations sols de référence pour notamment déployer les futurs systèmes de télécommunications par satellite pour atteindre une capacité globale de l'ordre du Tb/s [Kyrgiazos et al., 2014]. En cas de redondance stricte, le segment sol est doublé et les coûts de déploiement n'en seraient que plus conséquents. A contrario, le déploiement intelligent d'un schéma de diversité de site proposant une station de redondance pour plusieurs stations de référence permet alors de réduire les coûts de déploiement tout en garantissant une disponibilité globale optimale. Cependant, le dimensionnement et l'optimisation de ces schémas de diversité de site nécessitent l'emploi préalable de modèles permettant de prédire leur performance, pour n'importe quel point du globe, afin de proposer une configuration optimale avant chaque déploiement.

Les travaux de Hodge ont été repris dans [Luglio et al., 2002], lesquels posent les bases d'un nouveau modèle en diversité de site (modèle Paraboni-Barbaliscia), aujourd'hui intégré dans la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] et considéré encore aujourd'hui comme le modèle de référence par la communauté internationale. Clairement, le paramètre central de tout modèle de diversité de site consiste en la définition de la corrélation spatiale des champs de précipitations. Le modèle Paraboni-Barbaliscia utilise deux fonctions de corrélation spatiale afin de quantifier la dépendance statistique des affaiblissements dus aux précipitations entre deux stations au sol dont le paramétrage résulte de mesures pluviométriques sur l'ensemble du territoire italien [Barbaliscia et al., 1992]. Ce modèle suggère que la mise en œuvre de stratégies de diversité de sites conduit à des gains de 10 à 30 dB selon la configuration géométrique et radioélectrique. Ces valeurs augmenteraient très

significativement la disponibilité de service, rendant particulièrement attractive la mise en œuvre des stratégies de diversité de site. Afin de quantifier expérimentalement l'apport de la diversité de site pour les futurs systèmes de télécommunications par satellite, l'ONERA et le CNES ont conduit entre 2013 et 2014 une campagne de propagation en bande Ka sur cinq sites dans le sud de la France [Boulanger et al., 2016]. Les mesures ont permis de valider sur cette zone l'intérêt de la diversité de site pour compenser efficacement les atténuations troposphériques en bandes Ka, avec des gains expérimentaux proches de ceux théorisés par le modèle de Paraboni-Barbaliscia.

Ainsi, l'ensemble de ces études montrent que l'utilisation de la diversité de site permet de compenser efficacement les atténuations troposphériques. En particulier, s'agissant des liaisons avec les stations d'ancrage des futurs systèmes de télécommunications par satellite en bande Q/V et au-delà, cette technique permet de proposer des disponibilités de service de l'ordre de 99.99% du temps, i.e. compatibles avec les spécifications actuellement en vigueur dans les bandes conventionnelles S, C, X et Ku, sans recourir à des marges statiques irréalistes. Toutefois, comme mentionné plus haut, le déploiement opérationnel d'une stratégie de diversité de site requiert au préalable une analyse prédictive de ses performances.

L'idéal serait alors de disposer en tout point du globe de séries temporelles d'atténuation pour l'ensemble des stations de base et de redondance envisagées dans le schéma de diversité, sur des durées pluriannuelles afin de garantir une représentativité statistique cohérente avec les disponibilités de service visées (99.99% du temps). Ces séries temporelles pluriannuelles et multi-sites permettraient la définition optimale du schéma de diversité de site (i.e. de la localisation de(s) station(s) de redondance optimisant le gain de diversité). Cependant, ce type d'information est clairement inaccessible, étant donné que seules quelques campagnes expérimentales de propagation en diversité ont été conduites jusqu'à aujourd'hui, essentiellement en latitudes moyennes et pour des fréquences bien spécifiques.

Dans ces conditions, la communauté internationale s'appuie sur les modèles prédictifs évoqués plus haut. Or ceux-ci, également listés dans l'action [COST 255, 2002], se basent sur des paramétrages issus de données expérimentales, lesquelles ont non seulement été collectées pour la majorité aux latitudes moyennes mais aussi sur des durées parfois limitées à une année voire à quelques mois. Ces données, et les modèles qui en dérivent sont donc représentatifs (au mieux) de la climatologie intrinsèque au lieu de collecte. En conséquence, la validité en tout point du globe des modèles prédictifs existants est largement discutable (zones tropicales, équatoriales mais aussi à l'échelle régionale des latitudes moyennes où les spécificités orographiques absentes des modèles actuels impactent significativement l'organisation et donc la corrélation des champs de précipitation et d'atténuation associés).

Dans ce contexte, cette thèse vise à étudier les potentialités d'un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour générer des séries temporelles d'atténuation due à la pluie, rendant compte des spécificités climatologiques locales, et permettant de générer massivement des données de propagation artificielles en diversité de site. Après confrontation aux données expérimentales collectées lors de la campagne ONERA-CNES ou en Europe, ces données synthétiques permettront à terme d'alimenter les modèles en diversité de site existants. L'ensemble des travaux présenté dans ce manuscrit constitue alors une approche originale permettant une optimisation de la conception des futurs systèmes de télécommunication par satellite opérant au-delà de 20 GHz utilisant la diversité de site.

Tout d'abord, le chapitre 1 propose un état de l'art sur les modèles de diversité de site existants. Il s'agira d'identifier les hypothèses communes entre les différents modèles et d'en effectuer une analyse critique. Trois modèles de diversité de site seront alors particulièrement détaillés : le modèle de référence développé par Paraboni-Barbaliscia [**Luglio et al., 2002**] et actuellement intégré dans la Recommandation ITU-R P.618-12 [**ITU-R P.618-12**], le modèle de Cheffena [**Cheffena et al., 2009**], et enfin une adaptation du modèle loi-mixte Dirac/log-normale [**Boulanger et al., 2013 (1)**] dans un contexte de diversité de site. Ces approches, largement reprises dans la littérature, nécessitent la définition de la fonction de corrélation spatiale des affaiblissements de propagation entre les stations de base et de redondance ainsi que les CCDFs (*Complementary Cumulative Distribution Function*) long-termes d'atténuation due à la pluie pour chaque station constitutive du schéma de diversité.

Clairement, ces CCDFs locales ne sont pas disponibles en tout point du globe : divers modèles également présentés dans le chapitre 1 ont donc été développés. Pour déterminer leurs performances et établir une hiérarchie, l'usage est de comparer les CCDFs d'atténuation due à la pluie prédites par ces modèles mono-sites avec les CCDFs expérimentales disponibles, essentiellement dérivées de campagne de propagation conduites aux latitudes moyennes. Un problème ouvert dans la communauté internationale apparaît alors : selon la métrique de test utilisée et selon la durée de la campagne de mesure, le classement des modèles change. Dans ce contexte, l'utilisation d'un modèle local de CCDF d'atténuation due à la pluie étant un prérequis à tous les modèles de diversité, la chapitre 2 propose la définition d'une nouvelle métrique de test. L'approche consiste en la définition d'une variable de test pondérée par une quantification analytique des variabilités statistiques liées à la durée de l'expérimentation.

Le deuxième paramètre dont la connaissance est fondamentale pour le dimensionnement d'un schéma de diversité de site est la corrélation spatiale des affaiblissements dus aux précipitations. Sa définition requiert des campagnes de mesure de propagation en diversité lesquelles sont peu nombreuses et limitées aux latitudes moyennes. Le radar météorologique est une alternative de choix pour investiguer l'organisation spatiale (et spatio-temporelle) des champs de précipitation responsables d'une propagation dégradée. Mais les réseaux radars, bien que fournis aux latitudes moyennes (réseaux Aramis en France, Baltrad en Europe du Nord, Cerad en Europe Centrale et de l'Est, Nexrad aux États-Unis), sont encore peu denses en zones tropicales et équatoriales et les données encore difficilement accessibles.

Dans ce contexte, tant pour la dérivation locale des CCDFs d'atténuation due à la pluie que pour la caractérisation des fonctions de corrélation spatiale en tout point du globe, l'utilisation d'un modèle de prévisions météorologiques à haute résolution constitue une alternative intéressante. Le chapitre 3 propose donc la définition d'un synthétiseur de données de propagation couplant le modèle de prévisions météorologiques à haute résolution WRF (*Weather Research and Forecasting*) à un module électromagnétique EMM (*ElectroMagnetic Module*) développé par [Outeiral et al., 2013][Jeannin et al., 2014 (2)] puis adapté et optimisé dans le cadre de cette thèse. Les données de propagation artificiellement générées sont alors comparées à des données expérimentales sur plusieurs sites en Europe afin d'évaluer la capacité du modèle WRF-EMM à reproduire des statistiques expérimentales, dans un contexte mono-site et de diversité de site.

L'adéquation des statistiques de propagation dérivées de l'approche WRF-EMM aux statistiques expérimentales autorise dans le chapitre 4 la génération massive de données de propagation artificielles sur le Sud de la France (i.e. sur la zone couverte par la campagne de mesure en diversité récemment conduite par l'ONERA et le CNES). Une étude régionale des fonctions de corrélations spatiales des affaiblissements dus à la pluie est alors conduite (influence des vents dominants, de l'orographie). Enfin, dans un contexte applicatif de dimensionnement système, l'apport du couplage des sorties du simulateur WRF-EMM avec les modèles en diversité de site existants est étudié.

Chapitre 1

Principe de la diversité de site et état de l'art des modèles

Du fait de la congestion des bandes de fréquences conventionnelles (bandes S, C, Ku) et de la nécessité d'acheminer des débits de plus en plus importants, l'évolution des télécommunications par satellite fournissant des services multimédia à très haut débit se traduit actuellement par une montée en fréquence (bande Ka, 20-30 GHz, pour les liaisons avec les utilisateurs et bande Q/V, 40-50 GHz, pour les liens avec les stations d'ancrage) pour atteindre une capacité globale de l'ordre du Tb/s.

Cependant, cette montée en fréquence rend les futurs systèmes de télécommunication extrêmement vulnérables aux atténuations troposphériques, notamment aux précipitations qui constituent le principal contributeur à l'affaiblissement troposphérique total. Dans ce contexte, la seule utilisation des techniques adaptatives de codage et de modulation ne suffit plus. Afin d'exploiter la décorrélation en distance des champs de précipitation, l'utilisation de stations terriennes en diversité de site est étudiée par les opérateurs afin de maintenir un bilan de liaison favorable, en jouant sur la redondance des stations pour rediriger les signaux selon les conditions météorologiques locales.

Ce premier chapitre rappelle dans un premier temps la dépendance en fréquence de l'atténuation troposphérique subie par une liaison radioélectrique Terre-espace, avant de définir les principes et les intérêts de la diversité de site. Ensuite, un état de l'art et une analyse critique des différents modèles de prédiction permettant le dimensionnement des systèmes en diversité de site seront établis. Une attention sera également portée sur le modèle statistique et le modèle de canal hérités du modèle loi mixte Dirac/log-normale développé à l'ONERA. Enfin, la dernière partie de ce chapitre est consacrée à la problématique du paramétrage et de la validation des modèles actuels.

1.1	Intérêt, principe et dimensionnement des systèmes en diversité de site	31
1.1.1	Intérêt de la diversité de site.....	31
1.1.1.1	Dépendance en fréquence de l'atténuation troposphérique.....	32
1.1.1.2	Problématiques liées à l'utilisation de techniques adaptatives classiques	34
1.1.2	Principe de la diversité de site.....	34
1.1.3	Dimensionnement des systèmes en diversité de site	36
1.1.3.1	Principe de base	36
1.1.3.2	Modèles empiriques de diversité de site.....	39
1.1.3.2.1	Modèle de Hodge (Recommandation ITU-R P.618-12, §2.2.4.2)	39
1.1.3.2.2	Modèle de Boithias	41
1.2	Modélisation stochastique du canal de propagation mono-site.....	42
1.2.1	Modèle de prédiction de l'ITU (ITU-R P.618-12, §2.2.1.1).....	43
1.2.2	Modèles de canal	44
1.2.2.1	Principes de bases des modèles de canal MB, EMB et ML	45
1.2.2.2	Modèle Maseng-Bakken (MB).....	46
1.2.2.3	Modèle Enhanced Maseng-Bakken (EMB).....	47
1.2.2.4	Modèle loi mixte (ML)	49
1.2.2.5	À propos de la corrélation temporelle des processus Gaussien sous-jacents .	51
1.3	Modélisation stochastique du canal de propagation en diversité de site.....	53
1.3.1	Modèle de prédiction de l'ITU en diversité de site (ITU-R P.618-12, §2.2.4.1).....	54
1.3.2	Généralisation des modèles E(MB) et ML dans un contexte de diversité de site	56
1.3.2.1	Principes de base	57
1.3.2.2	Modèle de Grémont-Filip	58
1.3.2.3	Modèle de Cheffena.....	60
1.3.2.4	Modèle ML-SD (Mixed Law – Site Diversity)	61
1.3.3	Modèles statistiques dérivés des modèles de canal en diversité de site	63
1.3.3.1	Modèle statistique de JCCDF dérivé du modèle de Cheffena.....	63
1.3.3.2	Modèle statistique dérivé du modèle ML-SD.....	65
1.3.4	Simulateurs du canal de propagation	66
1.3.4.1	Simulateur Sistar.....	67
1.3.4.2	Simulateur MTSS (Multi-Time Series Synthesizer)	68
1.4	Analyse critique sur les fonctions de corrélation spatiale	69
1.4.1	Recensement des fonctions de corrélations spatiales	69
1.4.2	Analyse critique du paramétrage des fonctions de corrélation spatiale	73
1.5	Conclusion.....	74

1.1 Intérêt, principe et dimensionnement des systèmes en diversité de site

Cette section aborde dans un premier temps la problématique associée à l'utilisation de fréquences supérieures à 20 GHz dans un contexte de communications spatiales, où les perturbations dues aux atténuations troposphériques sont si importantes que les techniques de compensation classiques (gestion de puissance, adaptation du codage et de la modulation) ne permettent plus d'atteindre les disponibilités requises. Face à ce constat, l'utilisation d'une nouvelle technique, la diversité de site, est requise et son principe est abordé dans un second temps.

1.1.1 Intérêt de la diversité de site

Dans la perspective de fournir des services multimédias à très hauts débits, de plus en plus de systèmes de communications par satellite sont déployés en bande Ka (20-30 GHz) afin d'offrir des bandes passantes (i.e. des débits) plus importantes que celles actuellement proposées par les systèmes opérant dans des bandes de fréquences inférieures (bande Ku principalement, entre 12 et 18 GHz conformément à la Figure 1-1). En Europe via Ka-Sat [Berretta, 2011], aux États-Unis via ViaSat-1, au Moyen-Orient via Yahsat [Freyer, 2008] ou en Asie via GSAT-14, le nombre de satellites opérant en bande Ka et proposant des services larges bandes est en constante augmentation. Par ailleurs, dans le but d'atteindre une capacité globale (c'est-à-dire sur l'ensemble des liens utilisateurs et des liaisons avec les stations d'ancrage) de l'ordre du Tb/s, des systèmes utilisant la bande Q/V (40-50 GHz), voire de la bande W (70-80 GHz) sont également à l'étude [Castanet et al., 2008][Kyrgiazos et al., 2014].

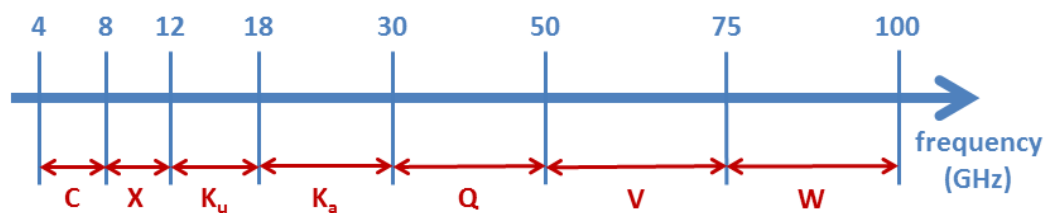


Figure 1-1 : Bandes de fréquences micro-ondes

Mais si l'utilisation de ces fréquences permet la fourniture de services multimédias larges bandes, elle rend les systèmes de communication excessivement sensibles aux atténuations troposphériques [Salonen et al., 1992], en particulier aux précipitations qui constituent le principal contributeur à l'affaiblissement troposphérique total.

1.1.1.1 Dépendance en fréquence de l'atténuation troposphérique

Cette dépendance en fréquence de l'atténuation troposphérique est illustrée sur la Figure 1-2 où sont représentées les distributions cumulatives complémentaires (*Complementary Cumulative Distribution Function*, CCDF) d'atténuations $P(A > A^*)$ des différents contributeurs troposphériques calculées à partir de différentes recommandations de l'UIT :

- la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] pour le calcul des distributions cumulatives d'atténuation due à la pluie et à la scintillation ;
- la Recommandation ITU-R P.840-6 [ITU-R P.840-6] pour le calcul des distributions cumulatives d'atténuation due aux nuages ;
- la Recommandation ITU-R P.676-11 [ITU-R P.676-11] pour le calcul des distributions cumulatives d'atténuation en air clair due aux gaz (oxygène et vapeur d'eau).

Pour chacun des graphiques de la Figure 1-2, la station est arbitrairement localisée à Toulouse (1.47°E, 43.57°N), et la liaison Terre-espace est supposée établie avec le même satellite géostationnaire à des fréquences de 20 et 40 GHz.

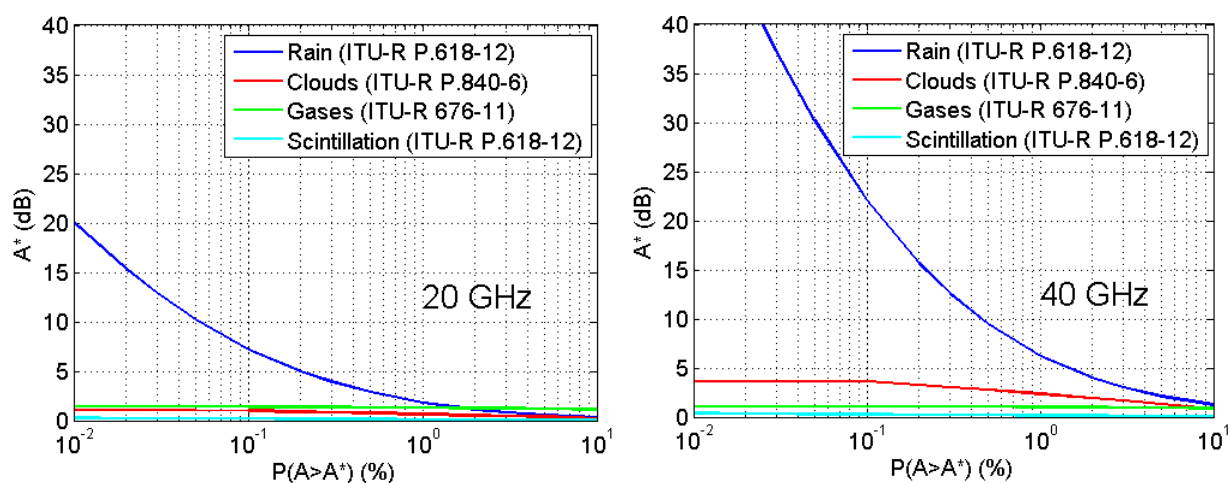


Figure 1-2 : Distributions cumulatives d'atténuation des différents contributeurs à l'atténuation troposphérique (précipitations, nuages, gaz et scintillation) calculées à partir des recommandations de l'UIT, pour une station sol localisée à Toulouse, en considérant une liaison spatiale à 20 et 40 GHz, avec le même satellite géostationnaire

La Figure 1-2 souligne clairement le rôle prépondérant des précipitations dans l'affaiblissement troposphérique total. En effet, pour 0.01% du temps à 20 GHz, la valeur d'atténuation due à la pluie dépasse les 20 dB, tandis que les autres distributions ne dépassent pas 2 dB. De même, à 40 GHz et pour 0.01% du temps, l'atténuation due à la pluie dépasse 50

dB tandis que celle due aux nuages (ici second contributeur à l'affaiblissement troposphérique total) ne dépasse pas 5 dB. Enfin, la Figure 1-2 rappelle la dépendance forte de l'atténuation due aux précipitations (mais aussi aux nuages dans une moindre mesure) à la fréquence.

Naturellement, cette dépendance fréquentielle de l'atténuation due aux précipitations est observée lors de mesures expérimentales conformément à la Figure 1-3 où sont représentées des distributions expérimentales d'atténuation due à la pluie dérivées des stations de réception de l'ONERA à Toulouse. En particulier, la Figure 1-3 représente les distributions cumulatives d'atténuations en excès pour deux fréquences de réception différentes : 20.2 GHz (balise du satellite géostationnaire ASTRA-3B, 23.5°E) et 39.4 GHz (balise du satellite géostationnaire Alphasat, 25°E). Les mesures desquelles dérivent les deux distributions expérimentales présentées à la Figure 1-3 ont été collectées en 2015, sur le site de Toulouse (1.47°E, 43.57°N), sur des périodes strictement concourantes pour des conditions expérimentales similaires (proximité des positions orbitales des deux satellites géostationnaires, stations de réception co-localisées à Toulouse, acquisition et traitement des données identiques pour les deux systèmes de réception). La Figure 1-3, tout comme la Figure 1-2, rappelle clairement la forte dépendance des affaiblissements troposphériques à la fréquence de la liaison.

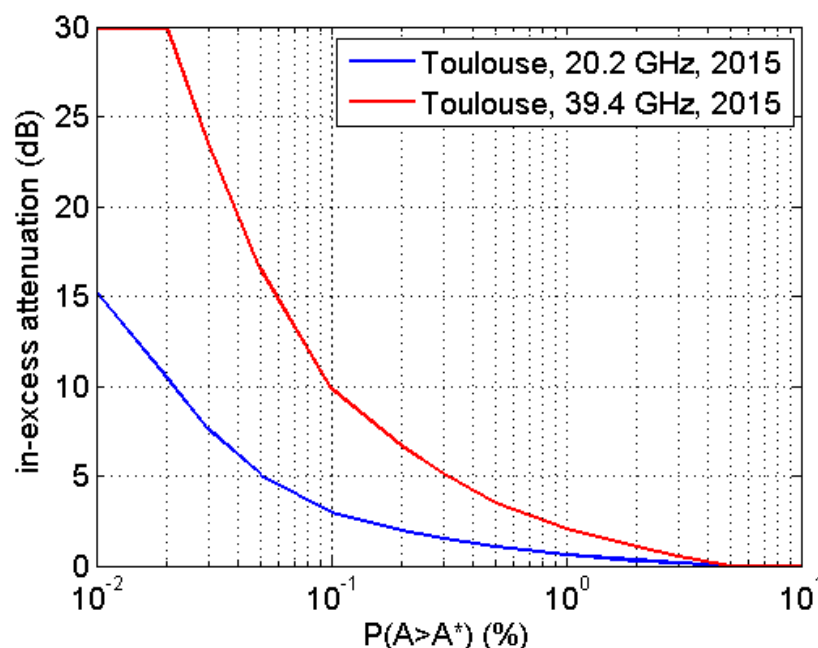


Figure 1-3 : Comparaison des distributions cumulatives expérimentales d'atténuation en excès à 20 et 40 GHz pour le site de Toulouse en 2015 (disponibilité des mesures d'atténuation de 95.50%)

1.1.1.2 Problématiques liées à l'utilisation de techniques adaptatives classiques

Pour lutter contre les atténuations dues aux précipitations, plusieurs techniques de compensation (*Fade Mitigation Techniques*, FMT) ont été développées [Castanet, 2001]. Parmi celles-ci, la plus communément mise en œuvre pour les liaisons satellites en bande Ku (12 à 18 GHz) consiste à adapter la puissance émise, notamment sur les liaisons montantes (*Up-Link Power Control*, ULPC), aux conditions instantanées du canal de propagation. Toutefois, en bande Ka et en régions tempérées, la gestion de puissance sur la liaison montante ne suffit pas et les standards normalisés par l'ETSI (DVB-S2, DVB-RCS2) recommandent la mise en œuvre de techniques adaptatives de modulation et de codage de l'information transmise. Ces dernières techniques, dénommées ACM (*Adaptive Coding and Modulation*), permettent d'obtenir des gains entre 10 et 20 dB sur les bilans de liaison [Willis et Evans, 1988][Bolea-Alamañac, 2004]. Pour des liaisons en bandes Ku et Ka en régions tempérées, les marges ainsi dégagées sont alors suffisantes pour offrir des disponibilités de service acceptables du point de vue de l'utilisateur (99.9% du temps).

L'atténuation troposphérique augmentant avec la fréquence (mais aussi avec l'intensité des événements précipitants, i.e. avec la taille des hydrométéores), l'utilisation de ces techniques adaptatives (ULPC et ACM) aujourd'hui normalisées dans les standards DVB-S2 et DVB-RCS n'est plus suffisante pour compenser des atténuations importantes susceptibles d'être rencontrées sur des liaisons satellites opérant en bande Q/V et même en bande Ka dans les zones tropicales et équatoriales. Une possibilité est donc d'utiliser, en complément de ces FMT classiques, une autre technique, déjà connue mais peu utilisée jusqu'alors (sauf pour les hubs des systèmes de télédiffusion directe) : la diversité de site.

1.1.2 Principe de la diversité de site

Le principe de la diversité de site repose sur la redondance des stations terriennes : lorsque la liaison avec la station principale est interrompue à cause d'atténuations troposphériques trop intenses (lors d'un événement orageux par exemple), les signaux sont redirigés vers une ou plusieurs autres stations sols selon les conditions météorologiques locales [Hogg, 1967][Hodge, 1974]. La diversité de site permet donc d'exploiter le caractère local des précipitations, dont l'extension spatiale et la durée sont généralement d'autant plus limitées que la précipitation est intense [Harrold et Austin, 1974]. L'objectif est d'exploiter la décorrélation en distance des événements précipitants dans le but d'éviter les affaiblissements les plus intenses pour finalement atteindre la disponibilité requise. La Figure 1-4 représente une illustration de cette technique.

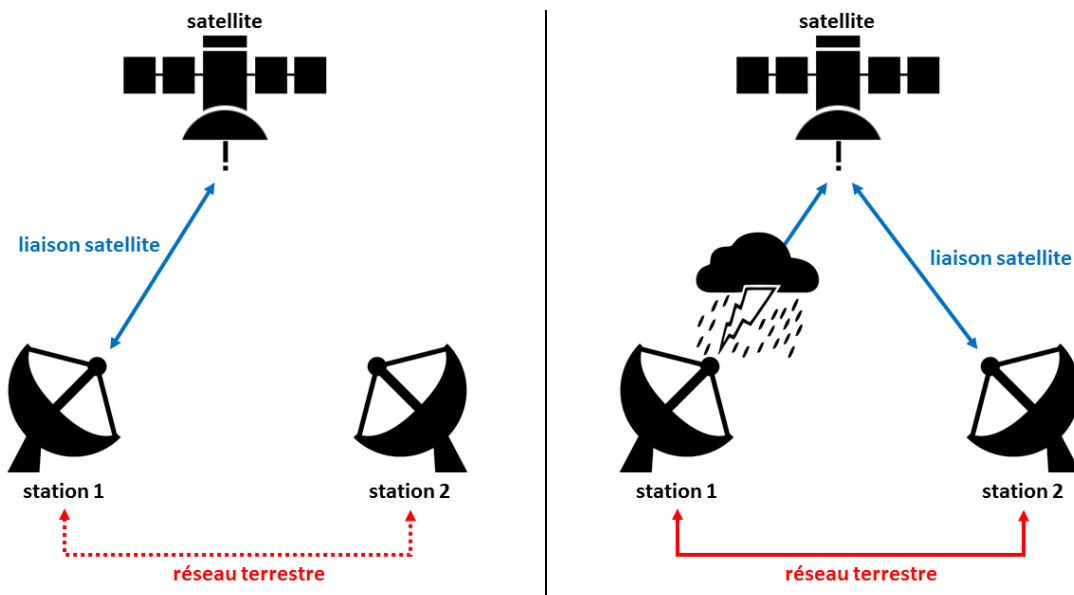


Figure 1-4 : Principe de la diversité de site pour deux stations terriennes

Dans une configuration de diversité de site, au moins deux stations sols sont considérées, reliées entre elles par un réseau terrestre ou une liaison dédiée. Selon la distance les séparant, une décorrélation plus ou moins importante entre les deux canaux de propagation associés aux deux liaisons Terre-satellite sera observée. Ainsi, en présence de fortes précipitations générant des affaiblissements importants que les techniques usuelles (type ULPC et/ou ACM) ne peuvent compenser, une alternative consiste à commuter la liaison vers une autre station terrestre non (ou plus faiblement) affectée par l'évènement. Par conséquent, pour les événements précipitants les plus intenses – et donc les épisodes d'atténuation les plus forts – la probabilité que l'ensemble des liaisons constitutives du schéma de diversité soit perturbé est inférieure à la probabilité que chaque liaison prise individuellement ne le soit. L'application de cette technique permet d'envisager des gains entre 10 et 30 dB sur les bilans de liaisons, comme mesuré dans [Boulanger et al., 2016], permettant donc de contrer les effets indésirables de la troposphère et d'augmenter de façon très significative la disponibilité de service des systèmes de communication spatiale.

Deux types de solutions existent pour mettre en œuvre la diversité de site : l'utilisation d'une redondance stricte ou d'une redondance limitée. La méthode couramment utilisée par les opérateurs de télédiffusion directe pour leur hub est d'appliquer une redondance stricte (doublement du segment sol) avec deux stations séparées de quelques dizaines de kilomètres. Pour des systèmes d'accès à Internet, le doublement des stations d'ancrage impliquerait des coûts trop importants dans le déploiement des équipements, ce qui se répercuterait

automatiquement sur les prix des abonnements aux services proposés. Des solutions alternatives reposant sur le concept de *smart gateways* (redondance limitée) ont été proposées récemment [Skinnemoen, 1998][Jeannin et al., 2014 (1)], pour se passer de redondance stricte en introduisant des redondances limitées pour des schémas de macro-diversité de site, dans lesquels les stations sont séparées de plusieurs centaines de kilomètres. Ainsi, ce concept de *smart gateways* propose d'augmenter légèrement le nombre de stations d'ancrage réparties sur la zone de couverture avec P stations de redondance pour $N \gg P$ stations utiles (P étant le plus proche possible de 1).

1.1.3 Dimensionnement des systèmes en diversité de site

La mise en place de systèmes en diversité de site nécessite préalablement une étape de dimensionnement, afin d'estimer les gains dus à l'utilisation de cette technique pour atteindre la disponibilité requise et donc d'optimiser le schéma de diversité à mettre en place.

1.1.3.1 Principe de base

Le dimensionnement d'un schéma de diversité de site passe par l'évaluation prédictive de ses performances comparées à celles obtenues sans son implémentation. Plus précisément, il s'agit d'anticiper les marges de puissance nécessaires à l'obtention de la disponibilité requise sur une liaison satellite entre une implémentation qui utilise la diversité de site et une qui n'utilise pas cette technique. Les premiers travaux sur la diversité [Hogg, 1967][Hodge, 1974][Hodge, 1976][Hodge, 1978][Hodge, 1982] ont permis de formaliser les divers paramètres permettant d'évaluer les performances d'un schéma de diversité de site.

Le premier paramètre est la distribution cumulative d'atténuation jointe. En propagation, une distribution cumulative d'atténuation représente la probabilité $P(A > A^*)$ de dépasser une atténuation A^* sur la liaison. La distribution cumulative d'atténuation jointe possède un sens similaire: elle désigne la probabilité jointe $P(A_1 > A_1^*, A_2 > A_2^*, \dots, A_n > A_n^*)$ de dépasser simultanément une atténuation A_1^* sur une première liaison, une atténuation A_2^* sur la seconde, ..., une atténuation A_n^* sur la n-ième. Si deux stations terriennes et un seul seuil d'atténuation sont considérés, la probabilité de dépasser le seuil A^* sur les deux liaisons se réduit à $P(A_1 > A^*, A_2 > A^*)$. Clairement, pour un même niveau d'atténuation A^* , les distributions jointes sont nécessairement inférieures ou égales à leurs homologues mono-sites : $P(A_1 > A^*, A_2 > A^*)$ est inférieur ou égal à $P(A_1 > A^*)$ et à $P(A_2 > A^*)$. La Figure 1-5 représente ces différentes distributions, en prenant comme exemple deux stations terriennes séparées par une distance d quelconque.

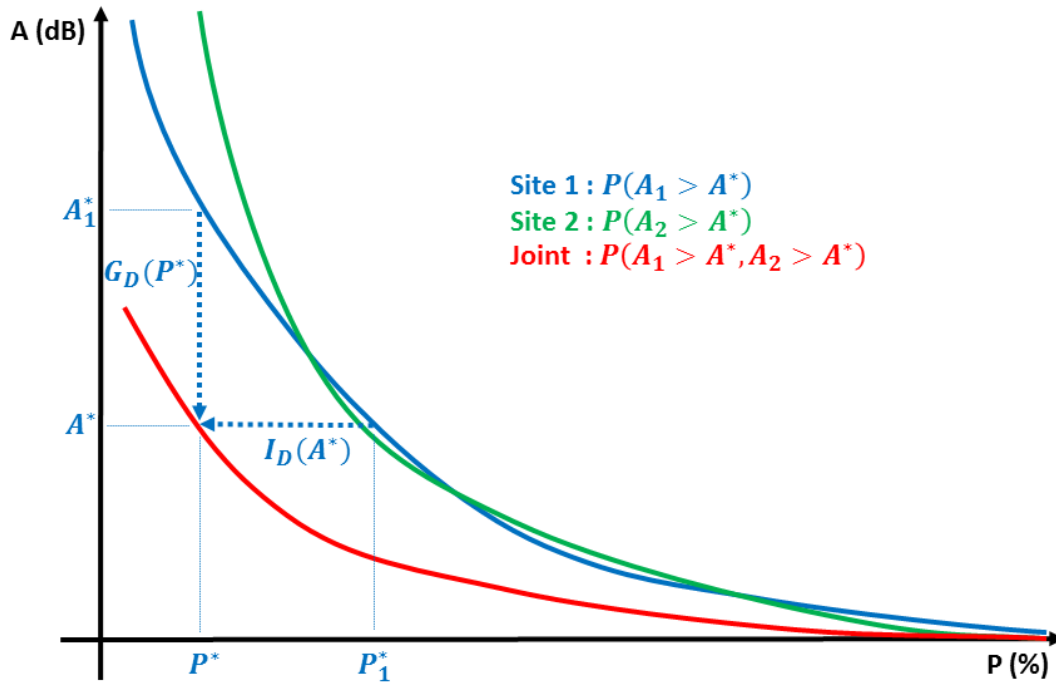


Figure 1-5 : Représentation des distributions d'atténuation mono-site et jointe, de la notion de gain de diversité G_d et de gain de disponibilité I_d

Comme représenté sur la Figure 1-5, deux autres paramètres directement liés aux distributions sont classiquement évalués pour quantifier la performance d'un schéma de diversité de site :

- le gain de diversité $G_D(P^*)$ est la différence entre l'atténuation A_1^* dépassée pendant P^* % du temps sur la station de référence (dans notre exemple la station 1) et l'atténuation jointe A^* dépassée conjointement pendant le même pourcentage de temps P^* sur les 2 stations constitutives du schéma de diversité ;
- le gain de disponibilité ou l'amélioration de diversité $I_D(A^*)$ est la différence entre la probabilité $P(A_1 > A^*)$ de dépasser le seuil A^* sur la station de référence et la probabilité jointe P^* de dépasser ce même seuil d'atténuation A^* conjointement sur les stations principale et redondante :

$$I_D(A^*) = P(A_1 > A^*) - P(A_1 > A^*, A_2 > A^*) \quad (1.1)$$

En plus de ces deux paramètres, un autre paramètre permettant d'évaluer la qualité d'un schéma de diversité de site, le facteur d'amélioration de diversité $DIF(A^*)$ (*Diversity Improvement Factor*), a été introduit [Boithias, 1987]. Il s'exprime comme le rapport entre la probabilité de dépasser le seuil d'atténuation A^* pour une station i dite de référence $P(A_i >$

A^*) et la probabilité de dépasser ce seuil sur les deux stations i et j du schéma de diversité en même temps $P(A_i > A^*, A_j > A^*)$. Soit :

$$DIF(A^*) = \frac{P(A_i > A^*)}{P(A_i > A^*, A_j > A^*)} \quad (1.2)$$

Pour dimensionner les schémas de diversité de site, les modèles doivent donc être capables d'évaluer ces trois paramètres – $G_D(P^*)$, $I_D(A^*)$, $DIF(A^*)$ – en tout point du globe. En conséquence, les modèles de canal doivent donc reproduire les distributions d'atténuations jointes (*Joint Complementary Cumulative Distribution Function*, JCCDF) $P(A_i > A^*, A_j > A^*)$ et mono-sites $P(A_i > A^*)$, en tenant compte des caractéristiques géométriques (distance entre les sites, orientation des liaisons, coordonnées du satellite) et radioélectriques (fréquence et polarisation de la liaison) du schéma de diversité ainsi que des spécificités climatologiques locales.

D'un point de vue système, si l'utilisation des techniques adaptatives classiques (ACM et ULPC) permet d'espérer des gains entre 10 et 20 dB, l'utilisation de la diversité de site permettrait d'obtenir un gain supplémentaire permettant d'obtenir la disponibilité requise par le système (typiquement 99.9% et au-delà) [Bolea-Alamañac, 2004]. Dans certains cas, cette disponibilité peut être atteinte en utilisant uniquement les FMT classiques (en milieux tempérés et en bande Ku et/ou Ka par exemple). Par contre, l'utilisation de la diversité de site devient nécessaire dans d'autres cas : milieux tropicaux et équatoriaux en bande Ka et plus globalement dans les bandes Q/V et W. Dès lors, la détermination du gain de diversité $G_D(P^*)$ est déterminante, de même que les distributions d'atténuation mono-site $P(A_1 > A^*)$ et $P(A_2 > A^*)$ et la distribution jointe $P(A_1 > A^*, A_2 > A^*)$ qui permettent de prédire les performances du schéma de diversité et d'optimiser son dimensionnement.

Pour des climats tempérés, les gains potentiellement obtenus à partir des FMT classiques permettant d'assurer dans la très grande majorité des cas des disponibilités d'au moins 99.9% (cf. Figures 1-2 et 1-3), les gains de diversité doivent pouvoir être calculés pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.1%. Dès lors, l'estimation des distributions mono-sites $P(A_1 > A^*)$ et $P(A_2 > A^*)$ et de la distribution jointe $P(A_1 > A^*, A_2 > A^*)$ pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.1% doit être la plus précise possible, afin de dimensionner au mieux les systèmes en diversité de site en milieux tempérés. En revanche, dans le cas de systèmes de communications par satellite déployés en bande Ka dans les milieux tropicaux et équatoriaux, la zone d'intérêt de la distribution d'atténuation jointe concerne les pourcentages de temps inférieurs à 0.5%, l'intensité des événements précipitants

dans ces régions climatiques ne permettant pas forcément d'assurer une disponibilité supérieure à 99.5% via l'utilisation seule des FMT classiques.

Si des mesures permettent de dériver des distributions mono-sites et des distributions jointes fidèles à la réalité, leur utilisation est compromise par le fait que les campagnes de propagation en diversité de site ne sont pas nombreuses. De plus, si de telles campagnes ont été conduites ([Goldhirsh et al., 1997], [Butti et al., 2006], [Callaghan et al., 2008], [Garcia et al., 2010], [Boulanger et al., 2016], [Rytir et al., 2015] et [Riva et al., 2016]), elles concernent essentiellement les latitudes moyennes, et leur durée est insuffisante pour s'affranchir d'éventuelles spécificités annuelles et dimensionner les schémas de diversité sur le long-terme, en tout point du globe. Dès lors, il est nécessaire de s'appuyer sur des modèles.

1.1.3.2 Modèles empiriques de diversité de site

Les modèles empiriques de diversité de site ont été les premiers modèles proposés à partir de données expérimentales. En particulier, deux d'entre eux, longtemps considérés comme les références et intégrés à la Recommandation ITU-R P.618, sont présentés ici :

- le modèle de Hodge [Hodge, 1982], aujourd'hui encore intégré à la section 2.2.4.2 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] ;
- le modèle de Boithias [Boithias, 1987], intégré dans la Recommandation ITU-R P.618 jusqu'en 2007 et abandonné depuis.

1.1.3.2.1 Modèle de Hodge (Recommandation ITU-R P.618-12, §2.2.4.2)

Ce modèle permet de calculer le gain de diversité $G_D(P^*)$ en dB pour un pourcentage de temps P^* . Cette méthode simple, directement dérivée du modèle de Hodge [Hodge, 1974][Hodge, 1976][Hodge, 1978][Hodge, 1982], peut être utilisée pour des distances inter-sites de moins de 20 kilomètres. Pour calculer ce gain de diversité au pourcentage du temps P^* , les paramètres suivants doivent être renseignés :

- d , la distance entre les deux sites du schéma de diversité, en km ;
- $A(P^*)$, l'atténuation due à la pluie sur la station de référence pour le pourcentage de temps P^* , en dB . $A(P^*)$ peut notamment être calculée à partir de la méthodologie décrite dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] ;
- f , la fréquence, en GHz ;
- θ , l'angle d'élévation de la liaison au niveau de la station de référence, en degrés ;
- β , l'angle entre l'azimut de la liaison par rapport à la station de référence et la ligne de base définie par les deux sites en degrés ($0^\circ \leq \beta \leq 90^\circ$).

Le gain de diversité $G_D(P^*)$ au pourcentage de temps P^* pour la station de référence est alors donné par :

$$G_D(P^*) = G_d(P^*) \cdot G_f \cdot G_\theta \cdot G_\beta \quad (1.3)$$

avec :

$$G_d(P^*) = a(1 - e^{-bd}) \quad (1.4)$$

$$G_f = e^{-0.025f} \quad (1.5)$$

$$G_\theta = 1 + 0.006\theta \quad (1.6)$$

$$G_\beta = 1 + 0.002\beta \quad (1.7)$$

où :

$$a = 0.78A(P^*) - 1.94(1 - e^{-0.11A(P^*)}) \quad (1.8)$$

et :

$$b = 0.59(1 - e^{-0.1A(P)}) \quad (1.9)$$

Les formulations (1.4) à (1.9) diffèrent du modèle initial [**Hodge, 1982**] du fait d'un paramétrage mis à jour par la communauté internationale à partir de nouvelles données expérimentales. En effet, le paramétrage proposé dans la Recommandation ITU-R P.618-3 en 1994 semble être plus représentatif de l'ensemble des mesures expérimentales de diversité. Plus récemment, en 2006, ce modèle a servi de référence pour l'évaluation du modèle Paraboni-Barbaliscia [**Luglio et al., 2002**][**ITU-R P.618-12**] puis dans le cadre des analyses de données de la campagne de mesure en diversité de site ONERA/CNES [**Boulanger et al., 2016**], sur l'ensemble des schémas de micro-diversité, fournissant des résultats convenables.

En plus de sa définition purement empirique, l'autre limite forte du modèle de Hodge vient de la distance entre les stations sols, laquelle ne peut excéder 20 km. Le domaine de validité de ce modèle se limite donc à des schémas de micro-diversité.

1.1.3.2.2 Modèle de Boithias

Le modèle de Boithias [Boithias, 1987] était intégré à la Recommandation ITU-R P.618 jusqu'à sa version 8, adoptée en 2007. Il permet de calculer le facteur d'amélioration de diversité $DIF(A^*)$ (*Diversity Improvement Factor*) pour un niveau d'atténuation A^* donné. En entrée du modèle, la distance d entre les deux sites en kilomètres ainsi que la probabilité $P(A_i > A^*)$ de dépasser l'atténuation A^* sur la liaison de référence doivent être renseignées. L'amélioration de diversité $DIF(A^*)$ est alors donnée par :

$$DIF(A^*) = \frac{P(A_i > A^*)}{P(A_i > A^*, A_j > A^*)} = \frac{1}{1 + \gamma^2} \left(1 + \frac{\gamma^2}{P(A_i > A^*)} \right) \quad (1.10)$$

avec :

$$\gamma^2 = 10^{-4} d^{1.33} \quad (1.11)$$

$P(A_i > A^*, A_j > A^*)$ désigne la probabilité jointe de dépasser simultanément l'atténuation A^* sur les deux sites. Clairement, les relations (1.10) et (1.11) sont indépendantes de la fréquence, de l'élévation ou de la climatologie locale. Aussi, une correction, a-t-elle été proposée en 2006 [Ito et al., 2006] pour le calcul du paramètre γ , avec une relation empirique ne dépendant plus seulement de la distance d :

$$\begin{aligned} \log(\gamma^2) = & -3.457 + 0.01179f + 0.004894\theta \\ & + 1.115 \log(d) + 0.6976 \log(\alpha) \\ & + 0.003849\beta - 0.002509l_1 \\ & + 0.0002775L_1 \end{aligned} \quad (1.12)$$

avec :

- f la fréquence de la liaison (GHz) ;
- θ l'angle d'élévation (°) ;
- d la distance séparant les deux stations (km) ;
- α le ratio d'orages ;
- β l'angle entre l'azimut de la liaison par rapport à la station de référence et la ligne de base entre les deux sites, en degré ($0^\circ \leq \beta \leq 90^\circ$) ;
- l_1 la latitude de la station de référence (°) ;
- L_1 la longitude de la station de référence (°).

Une nouvelle fois, la probabilité d'atténuation due à la pluie $P(A_i > A^*)$ peut être calculée à partir de la méthodologie décrite dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-

12 [ITU-R P.618-12]. Le ratio d'orages α est considéré comme le rapport entre la moyenne annuelle du cumul de précipitations convectives M_C et la moyenne annuelle du cumul de précipitations totales M_T . Leur valeur est donnée en tout point du globe par la Recommandation ITU-R P.837 [ITU-R P.837-6]. La probabilité jointe $P(A_i > A^*, A_j > A^*)$ dérive de la relation (1.10) :

$$P(A_i > A^*, A_j > A^*) = P(A_i > A^*)(1 + \gamma^2) \frac{1}{1 + \frac{\gamma^2}{P(A_i > A^*)}} \quad (1.13)$$

Ainsi, le modèle de Boithias permet de calculer directement la probabilité jointe d'atténuation pour deux sites.

Néanmoins, qu'il s'agisse des modèles de [Boithias, 1987], de [Ito et al., 2006] ou de [Hodge, 1982], leur principale limitation tient en leur nature empirique : leur domaine de validité est clairement limité par les données expérimentales de propagation en diversité de site utilisées pour leur paramétrage, lesquelles ne sont évidemment pas disponibles en tout point du globe, ni sur des durées suffisantes pour garantir une représentativité statistique long-terme. Par ailleurs, dans l'optique d'optimiser les paramètres internes des boucles de contrôle des FMTs, plusieurs modèles stochastiques ont été introduits afin de prendre en compte la dynamique du canal de propagation. Les modèles empiriques ont alors été de plus en plus délaissés à la faveur de ces modèles stochastiques dont la dépendance du paramétrage aux données persiste mais est réduite. Ces modèles stochastiques en diversité de site s'appuyant pour la majorité sur des modèles stochastiques mono-sites, il est d'abord nécessaire de comprendre le fonctionnement de ces derniers.

1.2 Modélisation stochastique du canal de propagation de l'atténuation due à la pluie dans une configuration mono-site

Lors de la conception et de la mise en place des premières liaisons terrestres et par satellite fonctionnant à des fréquences supérieures à 10 GHz dans les années 1970-1980, la nécessité de définir des marges pour les bilans de liaison de ces systèmes de télécommunication a conduit à la création des premiers modèles pour estimer la valeur des atténuations dues aux précipitations. Si de premiers modèles ont été bâtis dans les années 50 via l'introduction de modèles physiques d'interaction entre ondes électromagnétiques et gouttes de pluie [Gunn et al., 1954], leur utilisation s'avère compromise par la nécessité de connaître la granulométrie (i.e. la distribution de taille de gouttes de pluie) locale des liaisons testées, impliquant des

calculs lourds et – surtout – une description microphysique fine. Dès lors, des modèles probabilistes, paramétrés à partir de données expérimentales, ont été mis en place, calculant les distributions d'atténuation due à la pluie en tout point du globe, via des procédures relativement simples, et permettant d'extraire les marges nécessaires à l'établissement d'un bilan de liaison favorable.

1.2.1 Modèle de prédiction de l'ITU (ITU-R P.618-12, §2.2.1.1)

Depuis les années 1980, l'Union Internationale des Télécommunications (UIT, *International Telecommunication Union* en anglais) intègre aux recommandations qu'elle émet des modèles de prédiction permettant de calculer les distributions cumulatives d'atténuation due à la pluie. Plusieurs modèles dits de référence se sont succédés et ont évolué et aujourd'hui, la Recommandation ITU-R P.618 [ITU-R P.618-12] constitue le modèle de référence pour calculer les statistiques long-termes de l'atténuation due à la pluie $P(A > A^*)$ en tout point du globe, pour des fréquences jusqu'à 55 GHz. Ce modèle requiert les paramètres d'entrée ci-après :

- $R_{0.01}$: intensité de précipitation sur la station sol dépassée pendant 0.01% d'une année moyenne (en mm/h). Ce paramètre peut être prédit par la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6] ;
- h_r : hauteur de pluie (km). Ce paramètre peut-être prédit par la Recommandation ITU-R P.839 [ITU-R P.839-4] ;
- h_s : altitude de la station sol par rapport au niveau moyen de la mer (km) ;
- θ : angle d'élévation de la liaison ($^\circ$) ;
- l : latitude de la station sol ($^\circ$) ;
- f : fréquence de la liaison (GHz) ;
- τ : polarisation de la liaison ($^\circ$).

Le calcul de la distribution cumulative d'atténuation due à la pluie $P(A > A^*)$ s'effectue alors en 10 étapes, détaillées dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] et qui ne seront pas rappelées ici. Ce modèle, simple à mettre en œuvre, est aujourd'hui le modèle de référence pour la prédiction de la distribution long-terme d'atténuation due à la pluie $P(A > A^*)$ en tout point du globe. La Figure 1-2 donne une représentation de la distribution $P(A > A^*)$ obtenue par cette approche pour une liaison à 20 à 40 GHz arbitrairement localisée à Toulouse avec un satellite géostationnaire. En marge de ce modèle de prédiction de référence ont été développés un grand nombre d'autres modèles statistiques [COST 255, 2002] permettant de calculer le même type de distribution, avec parmi les plus utilisés le modèle à deux composantes de Crane (*Crane Two Components*,

Crane TC) [Crane, 1985], le modèle EXCELL [Capsoni et al., 1987], le modèle EXCELL-SC [Capsoni et al., 2009] et le modèle de Matricciani [Matricciani, 1993][Matricciani, 1994], qui seront utilisés dans le chapitre 2 de ce manuscrit.

1.2.2 Modèles de canal

En parallèle à ces modèles mono-sites de prédiction des affaiblissements dus aux précipitations ont été développés des modèles de canal, permettant la génération de séries temporelles d'atténuation due à la pluie. Les modèles de canal permettent de caractériser de manière fine la dynamique du canal de propagation et offrent une alternative intéressante à l'utilisation de séries temporelles expérimentales collectées lors de campagnes de mesures longues et coûteuses. Dans les années 1980, une approche stochastique permettant la génération de séries temporelles d'atténuation due à la pluie a été proposée par [Maseng et Bakken, 1981]. Ce modèle (Maseng-Bakken, MB) considère les événements d'atténuation due à la pluie comme un processus aléatoire markovien du 1^{er} ordre [Lin, 1973] dont la distribution cumulative $P(A > A^*)$ (*Complementary Cumulative Distribution Function*, CCDF) de probabilité est log-normale.

Cette approche a par la suite été reprise par [Andrade et Mello, 2011], [Karagiannis et al., 2012] et [Cheffena et al., 2009] ou étendue dans [Lacoste et al., 2005 (1)], [Lacoste et al., 2005 (2)] et [Carrie et al., 2009] pour finalement définir un générateur de séries temporelles d'atténuation due à la pluie intermittent (i.e. incluant des périodes de pluie et de non pluie). Cette nouvelle approche, désignée dans la littérature comme le modèle Enhanced Maseng-Bakken (EMB), a depuis été intégrée à la Recommandation ITU-R P.1853-1 [ITU-R P.1853-1]. En 2013, un nouveau modèle de canal a été introduit dans [Boulanger et al., 2013 (1)], pour dépasser les limites du modèle EMB, lesquelles seront détaillées au cours de cette section. Ce modèle, abrégé dans le reste de ce manuscrit par ML (*Mixed Law*), se base sur l'utilisation d'une loi Dirac/log-normale pour simuler l'intermittence des périodes de pluie et de non-pluie.

Ces trois modèles (MB, EMB, ML) reposant en grande partie sur le même principe, la section suivante présente leurs fondements. Leurs spécificités seront détaillées dans les sections suivantes.

1.2.2.1 Principes de bases des modèles de canal MB, EMB et ML

Considérant la distribution cumulative (CCDF) locale des affaiblissements dus aux précipitations $P(A > A^*)$ et supposant l'existence d'une fonction de corrélation temporelle dont la formulation analytique est un prérequis, les modèles de canal MB, EMB et ML permettent la génération de séries temporelles synthétiques d'atténuation due à la pluie reproduisant les séries expérimentales dont un exemple est donné sur la Figure 1-6.

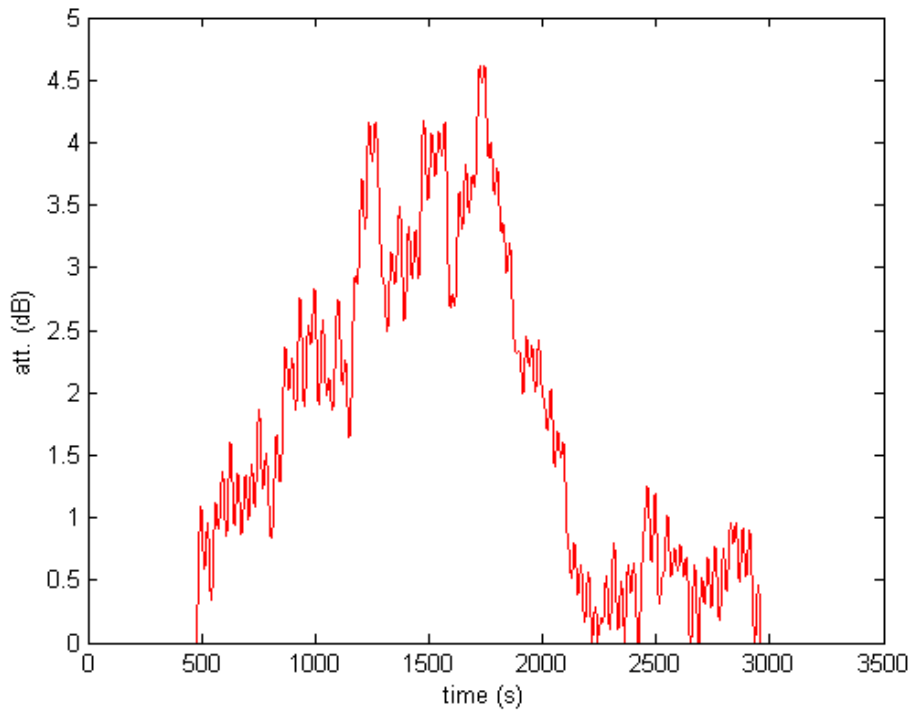


Figure 1-6 : Série temporelle d'atténuation due à la pluie expérimentale mesurée le 4 novembre 2014 sur la liaison Toulouse/Astra-3B à 20.2 GHz

Ces 3 modèles reposent sur une modélisation stochastique des affaiblissements dus aux précipitations. Dans un premier temps, un processus Gaussien centré et réduit $g(t)$ est généré. Le bruit blanc $g(t)$ est ensuite transformé en un processus Gaussien $G(t)$ de corrélation $c_G(t)$ par filtrage passe-bas à la fréquence de coupure $f_c = 2\pi\beta$ où β^{-1} est le temps de corrélation. La fonction de transfert de cette transformation est donnée par [Maseng et Bakken, 1981] :

$$H(z) = \frac{\sqrt{1 - c_G(\Delta t)^2}}{1 - c_G(\Delta t)z^{-1}} \quad (1.14)$$

Dans ces conditions, le processus $G(t)$ ainsi obtenu définit un processus de Markov du 1^{er} ordre stationnaire, centré et réduit dont la fonction de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$ ne dépend que de l'intervalle temporel Δt et s'exprime sous la forme d'une exponentielle décroissante :

$$c_G(\Delta t) = e^{-\beta|\Delta t|} \quad (1.15)$$

Le processus Gaussien $G(t)$ est alors converti en processus d'atténuation $A(t) = \xi(G(t))$ (en dB) selon une méthodologie propre à chaque modèle. La méthodologie de génération d'une série temporelle d'atténuation due à la pluie $A(t)$ commune aux modèles MB, EMB ou ML est schématisée sur la Figure 1-7.

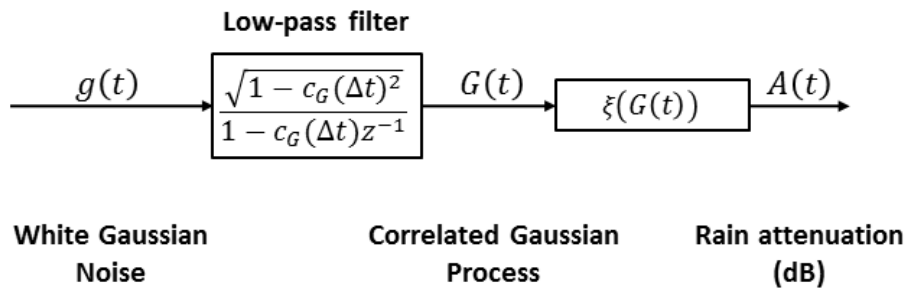


Figure 1-7 : Schéma bloc d'un générateur de séries temporelles d'atténuation due à la pluie MB, EMB ou ML

1.2.2.2 Modèle Maseng-Bakken (MB)

Soit $P(A > A^*/A > 0)$ la CCDF d'atténuation due à la pluie conditionnée à la présence de pluie (à la différence de $P(A > A^*)$ représentant la CCDF absolue). Le modèle MB suppose que $P(A > A^*/A > 0)$ suit une loi log-normale de moyenne $m_{A,c}$ et d'écart-type $\sigma_{A,c}$, ou de manière équivalente en termes logarithmiques $m_{\ln(A),c}$ et $\sigma_{\ln(A),c}$. Dans ces conditions, $P(A > A^*/A > 0) = P(A^*, m_{\ln(A),c}, \sigma_{\ln(A),c})$ et le processus Gaussien corrélé, stationnaire, centré réduit $G(t)$ est converti en un processus log-normal $A(t)$ (en dB) par la relation :

$$A(t) = \exp(m_{\ln(A),c} + \sigma_{\ln(A),c} G(t)) \quad (1.16)$$

D'un point de vue statistique, la distribution cumulative du processus $A(t)$ conditionnée à la présence de pluie sur la liaison est donnée par :

$$P(A > A^*/A > 0) = \int_{A^*}^{+\infty} p(A) dA = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left(\frac{\ln(A^*) - m_{\ln(A),c}}{\sqrt{2}\sigma_{\ln(A),c}} \right) \quad (1.17)$$

où $p(A)$ est la densité de probabilité log-normale et erfc la fonction d'erreur complémentaire définies par :

$$p(A) = \frac{1}{A\sigma_{\ln(A)}\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(A) - m_{\ln(A),c}}{\sqrt{2}\sigma_{\ln(A),c}} \right)^2 \right) \quad (1.18)$$

et :

$$\operatorname{erfc}(x) = \frac{2}{\pi} \int_x^{+\infty} e^{-t^2} dt \quad (1.19)$$

La CCDF d'atténuation absolue due à la pluie $P(A > A^*)$ est obtenue en multipliant la CCDF conditionnelle $P(A > A^*/A > 0)$ (relation (1.17)) par la probabilité d'apparition de la pluie sur la liaison $P_{0,A} = P(A > 0)$.

1.2.2.3 Modèle Enhanced Maseng-Bakken (EMB)

Si le modèle de Maseng-Bakken fut le premier modèle de canal, sa principale limitation vient du fait qu'il génère systématiquement de l'atténuation due à la pluie (i.e. $A(t) > 0$ à tout instant t). Afin d'introduire le caractère intermittent des précipitations (périodes de pluie $A(t) > 0$ et non pluie $A(t) = 0$) lors de la génération pluriannuelle de séries temporelles d'atténuation due aux précipitations, le modèle EMB propose d'introduire un offset A_0 purement pragmatique [ITU-R P.1853-1] pour redéfinir le processus d'atténuation due à la pluie $A(t)$. Pour ce modèle, c'est la CCDF d'atténuation absolue due à la pluie $P(A > A^*)$ qui est considérée comme log-normale de moyenne m_A et d'écart-type σ_A , ou de manière équivalente en termes logarithmiques $m_{\ln(A)}$ et $\sigma_{\ln(A)}$. En reprenant ces notations et les précédentes, le processus Gaussiens $G(t)$ est maintenant converti en un processus log-normal $A(t)$ par la transformation :

$$\begin{cases} A(t) = A'(t) - A_0 & \text{si } A'(t) > A_0 \\ A(t) = 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (1.20)$$

avec :

$$A'(t) = \exp(m_{\ln(A)} + \sigma_{\ln(A)}G(t)) \quad (1.21)$$

et :

$$A_0 = \exp(m_{\ln(A)} + \sigma_{\ln(A)}G_0) \quad (1.22)$$

$$G_0 = \sqrt{2}\operatorname{erfc}^{-1}(2P_{0,A}) \quad (1.23)$$

où $P_{0,A}$ désigne toujours la probabilité d'avoir de l'atténuation due à la pluie sur la liaison. La Figure 1-8 présente un exemple des différents processus générés durant l'implémentation du modèle EMB pour $P_{0,A} = 5\%$, $m_{\ln(A)} = -1.5$, $\sigma_{\ln(A)} = 2$, $\beta^{-1} = 5000s$ (valeurs typiques sur Toulouse) et un échantillonnage temporel $\Delta t = 1s$. La durée de simulation est de 6 heures.

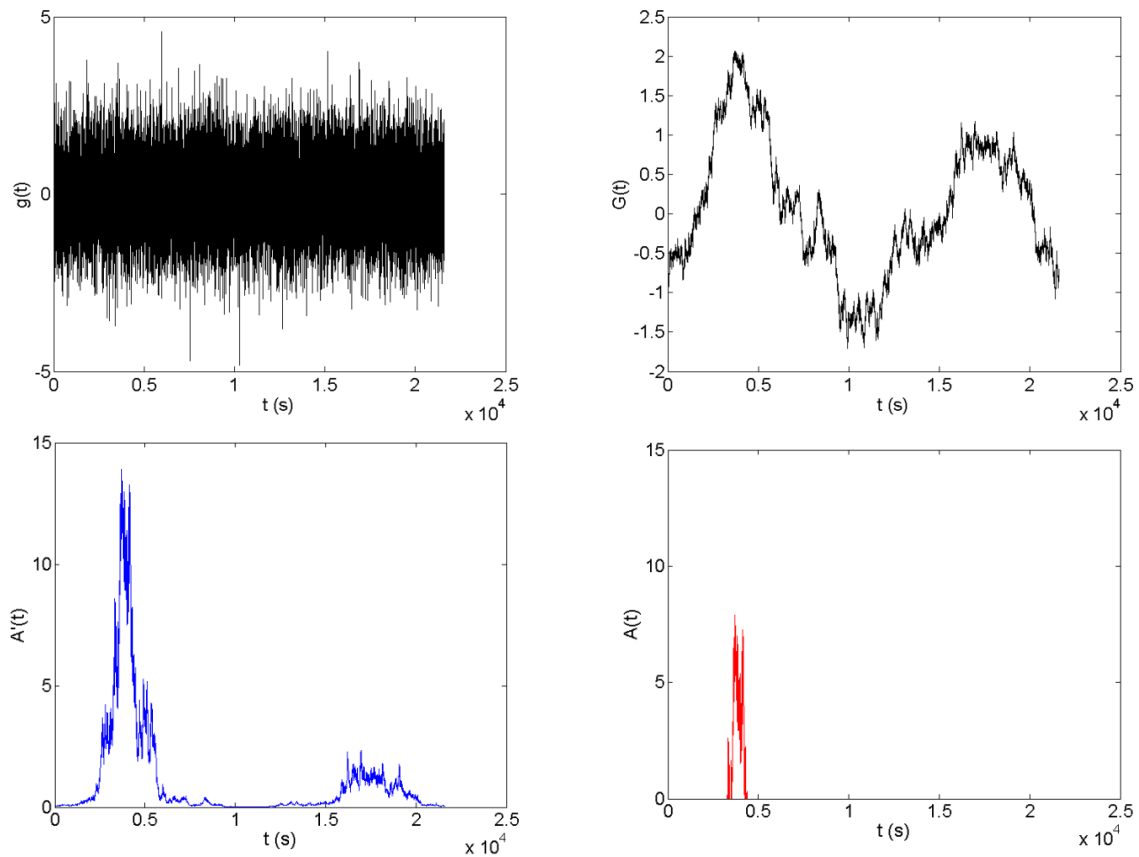


Figure 1-8 : Exemple de séries temporelles obtenues avec le modèle EMB avec $P_{0,A} = 5\%$, $m_{\ln(A)} = -1.5$, $\sigma_{\ln(A)} = 2$, $\beta^{-1} = 5000s$ (valeurs typiques sur Toulouse) et $\Delta t = 1s$ (processus Gaussiens en noir, processus $A'(t)$ en bleu et processus $A(t)$ en rouge)

Le modèle de canal EMB nécessite comme paramètre d'entrée la définition de $P_{0,A}$, $m_{\ln(A)}$ et $\sigma_{\ln(A)}$. Idéalement, ceux-ci devraient dériver d'une régression log-normale de la distribution d'atténuation expérimentale $P(A > A^*)$, laquelle n'est disponible qu'en quelques points du globe. Dans ces conditions, il est d'usage de recourir au modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] qui donne $P(A > A^*)$ en tout point du globe tandis que la probabilité $P_{0,A}$ est extraite du modèle décrit dans la section 2.2.1.2 de cette même recommandation. $P_{0,A}$ peut également être approchée par la probabilité de pluie $P_{0,R}$ cartographiée à l'échelle mondiale par la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6].

D'un point de vue statistique, notons que la distribution cumulative $P(A > A^*)$ du processus d'atténuation due à la pluie $A(t)$ défini par (1.20) est donnée par :

$$\begin{aligned} P(A > A^*) &= P(A' - A_0 > A^*) \\ &= P(A' > A^* + A_0) \\ &= \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left(\frac{\ln(A^* + A_0) - m_{\ln(A)}}{\sqrt{2}\sigma_{\ln(A)}} \right) \end{aligned} \quad (1.24)$$

Dès lors, une contradiction soulignée par [Boulanger et al., 2013 (1)] émerge : la série temporelle générée par le modèle EMB ne reproduit la distribution cumulative $P(A > A^*)$ définie par (1.17) pourtant donnée en paramètre d'entrée qu'à la condition que l'offset A_0 dans (1.24) tende vers 0, ce qui contredit l'introduction de A_0 . Bien qu'intégrée dans la Recommandation ITU-R P.1853-1 [ITU-R P.1853-1], l'approche EMB visant à introduire l'intermittence des précipitations est donc incorrecte d'un point de vue conceptuel. Dans ce contexte, le modèle ML (*Mixed Law*) a récemment été développé par [Boulanger et al., 2013 (1)].

1.2.2.4 Modèle loi mixte (ML)

Tout comme le modèle EMB, le modèle ML [Boulanger et al., 2013 (1)] se base sur la génération d'un processus Gaussien stationnaire, centré réduit, corrélé dans le temps, qui est ensuite converti en série temporelle d'atténuation due à la pluie. Cependant, des différences majeures séparent ces deux modèles. En premier lieu, le modèle ML repose sur l'hypothèse que la distribution long-terme de l'atténuation due à la pluie est une combinaison d'un Dirac en 0 et d'une distribution log-normale comme introduite dans [Bell, 1987] et [Gremont, 2002].

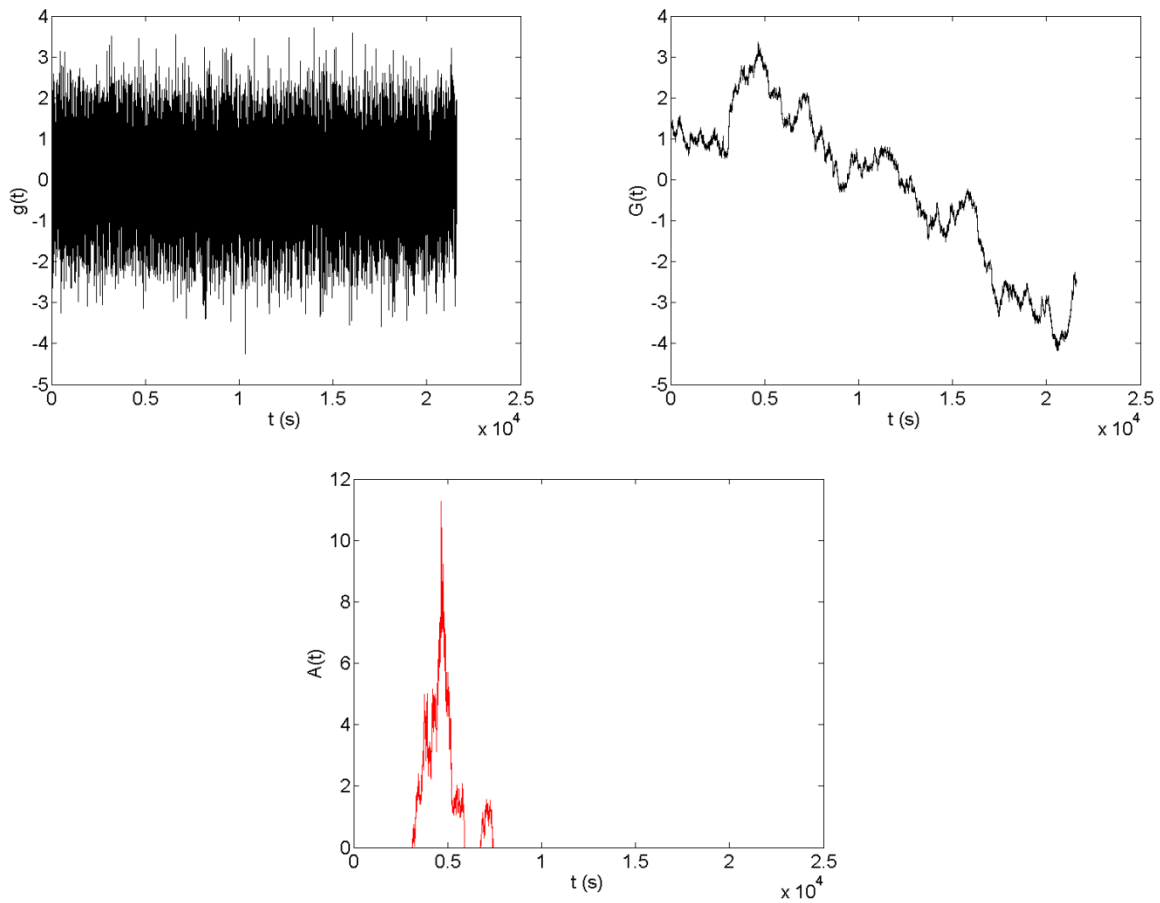


Figure 1-9 : Exemple de séries temporelles obtenues avec le modèle ML avec $P_{0,A} = 5\%$, $m_{\ln(A),c} = 0$, $\sigma_{\ln(A),c} = 1$, $\beta^{-1} = 5000s$ et $\Delta t = 1s$ (processus Gaussiens en noir et processus $A(t)$ en rouge)

Dès lors, si dans le modèle EMB c'était la probabilité long-terme (i.e. absolue) d'atténuation due à la pluie qui était supposée log-normale, c'est désormais la densité de probabilité (PDF, *Probability Density Function*) conditionnelle $p(A/A > 0)$ (i.e. conditionnée à la présence de pluie) qui est supposée log-normale de moyenne $m_{\ln(A),c}$ et d'écart-type $\sigma_{\ln(A),c}$:

$$p(A/A > 0) = \frac{1}{A\sigma_{\ln(A),c}\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(A) - m_{\ln(A),c}}{\sigma_{\ln(A),c}}\right)^2\right) \quad (1.25)$$

Dans ces conditions, la CCDF long-terme d'atténuation due à la pluie $P(A > A^*)$ donnée en entrée du modèle est donc représentée par une loi mixte Dirac/log-normale [Bell, 1987], [Gremont, 2002] :

$$\begin{aligned}
 P(A > A^*) &= P_{0,A} \times P(A > A^*/A > 0) \\
 &= P_{0,A} \int_{A^*}^{+\infty} p(A/A > 0) \\
 &= \frac{P_{0,A}}{2} \operatorname{erfc} \left(\frac{\ln(A^*) - m_{\ln(A),c}}{\sigma_{\ln(A),c}} \right)
 \end{aligned} \tag{1.26}$$

où $P_{0,A}$ représente toujours la probabilité d'avoir de l'atténuation due à la pluie sur la liaison et $P(A > A^*/A > 0)$ est la CCDF conditionnée à la présence de pluie. Le processus Gaussien $G(t)$ est finalement converti en série temporelle d'atténuation due à la pluie $A(t)$ par :

$$\begin{cases} A(t) = \exp \left(\sigma_{\ln(A),c} \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1} \left(\frac{\operatorname{erfc} \left(\frac{G(t)}{\sqrt{2}} \right)}{P_{0,A}} \right) + m_{\ln(A),c} \right) & \text{si } G(t) > G_0 \\ A(t) = 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{1.27}$$

où G_0 est défini par la relation (1.23) et l'on peut vérifier que le processus défini par (1.27) satisfait la CCDF (1.26) [Boulanger et al., 2013 (1)]. Les deux paramètres $m_{\ln(A),c}$ et $\sigma_{\ln(A),c}$ de la distribution conditionnelle d'atténuation due à la pluie $P(A > A^*/A > 0)$ peuvent être régressés de la même façon que les paramètres $m_{\ln(A)}$ et $\sigma_{\ln(A)}$ du modèle EMB, via la procédure de régression log-normale détaillée dans l'annexe 2 de la Recommandation ITU-R P.1057-4 [ITU-R P.1057-4], mais maintenant appliquée à la distribution conditionnelle $P(A > A^*/A > 0) = P(A > A^*)/P_{0,A}$.

La Figure 1-9 présente un exemple des différents processus générés durant l'utilisation du modèle ML, en posant $P_{0,A} = 5\%$, $m_{\ln(A),c} = 0$, $\sigma_{\ln(A),c} = 1$, $\beta^{-1} = 5000s$ et un échantillonnage temporel de $\Delta t = 1s$, pour une durée de 6 heures.

1.2.2.5 À propos de la corrélation temporelle des processus Gaussien sous-jacents

Conformément aux sections précédentes, la génération du processus $G(t)$ sur lequel s'appuie les modèles MB, EMB et ML repose sur l'hypothèse d'un processus de Markov du 1^{er} ordre. Cette hypothèse implique que la fonction de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$ de l'atténuation due à la pluie est asymptotiquement exponentielle pour les faibles intervalles de temps Δt [Maseng et Bakken, 1981], quelle que soit la localisation (i.e. quelle que soit la climatologie locale). Si cette hypothèse a été partiellement validée à partir de séries temporelles d'atténuation expérimentales collectées en latitudes moyennes [Lacoste et al., 2005]

(1)[Castanet et al., 2008][Carrie et al., 2009], sa validité dans d'autres zones climatiques (équatoriales ou tropicales par exemple où la nature convective des évènements précipitants est beaucoup plus prononcée qu'en latitudes moyennes) n'a pas été démontrée dans la littérature et paraît largement discutable. En conséquence, si un générateur de série temporelle d'atténuation due à la pluie applicable en tout point du globe est recherché, alors il doit être capable de rendre compte de n'importe quelle fonction de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$. Dans ce contexte, il convient d'abandonner la méthodologie de la génération de $G(t)$ par filtrage passe-bas (réservée au processus markovien d'ordre 1) au profit d'une approche basée sur une décomposition en série de Fourier. Cette approche algorithmique, développée en deux dimensions dans [Bell, 1987], a été adaptée dans le cadre du modèle ML en une dimension (cf. annexe B de [Boulanger et al., 2013 (1)]). Nous en rappelons ici les grandes lignes.

Dans le cadre d'une application numérique, soit $G(t) = G(kT_s) = G(k)$ où $(kT_s)_{k \in \llbracket 1, N \rrbracket}$ où N est le nombre d'échantillons générés et $T_s = \Delta t$ la période d'échantillonnage. $G(t)$ peut alors s'écrire en utilisant une série de Fourier :

$$G(t) = G(kT_s) = G(k) = \sum_{j=1}^N a_j e^{\frac{i2\pi}{N}jk} = \mathcal{F}^{-1}(a_j) \quad (1.28)$$

et :

$$a_j = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N a_j e^{-\frac{i2\pi}{N}jk} = \mathcal{F}(G(k)) \quad (1.29)$$

où \mathcal{F} et \mathcal{F}^{-1} sont respectivement la transformée et la transformée inverse de Fourier. Le processus Gaussien $G(t) = G(kT_s) = G(k) = \mathcal{F}^{-1}(a_j)$ peut être construit à partir de l'algorithme suivant :

- Étape 1 : génération de $N/2 + 1$ nombres complexes aléatoires $(e_j)_{j \in \llbracket 1, N/2+1 \rrbracket}$ dont les parties réelles et imaginaires suivent une loi normale de moyenne nulle et de variance 1. Pour $j = 1$ et $j = N/2 + 1$, fixer la partie imaginaire de e_j à 0 ;
- Étape 2 : pour $j \in \llbracket 1, N/2 + 1 \rrbracket$, les nombres complexes $(e_{N+1-j})_{j \in \llbracket 1, N/2+1 \rrbracket}$ sont définis de sorte que $e_{N+1-j} = e_j^*$;
- Étape 3 : pour $j \in \llbracket 1, N \rrbracket$, définir $(h_j)_{j \in \llbracket 1, N/2+1 \rrbracket}$ tel que $h_j = 1/2$ sauf pour $j = 1$ et $j = N/2 + 1$ où $h_j = 1$;

- Étape 4 : via l'expression analytique (si disponible) ou numérique de la fonction de corrélation c_G , calculer $\mathcal{F}(c_G(k))$ en utilisant par exemple la relation (1.29) ;
- Étape 5 : Définir :

$$a_j = e_j \sqrt{h_j \mathcal{F}(c_G(k))} \quad (1.30)$$

- Étape 6 : Calculer $G(t) = G(kT_s) = G(k) = \mathcal{F}^{-1}(a_j)$ via la relation (1.26)

La démonstration complète de cet algorithme, et en particulier le fait que le processus $G(t)$ généré est bien centré, réduit et de fonction de corrélation $c_G(\Delta t)$, est disponible dans l'annexe B de [Boulanger et al., 2013 (1)]. Grâce à cet algorithme, n'importe quelle fonction de corrélation $c_G(\Delta t)$ peut être utilisée dans les modèles ML, MB ou EMB.

1.3 Modélisation stochastique du canal de propagation de l'atténuation due à la pluie dans une configuration de diversité de site

Les modèles MB, EMB et ML permettent de générer des séries temporelles d'atténuation due à la pluie sous réserve de disposer de la fonction de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$ et de la distribution cumulative locale $P(A > A^*)$ de l'atténuation due aux précipitations (qu'elle soit expérimentale ou issue d'un modèle tel que la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12]). En générant plusieurs séries temporelles par l'intermédiaire de ces modèles stochastiques, puis en corrélant spatialement ces différents processus à partir d'une fonction de corrélation spatiale, on entrevoit la possibilité de définir des générateurs spatio-temporels d'atténuation due à la pluie, permettant de simuler la dynamique du canal de propagation dans un contexte de diversité de site. Dès lors, la dérivation analytique des propriétés statistiques de ces modèles spatio-temporels devrait permettre de renseigner les grandeurs statistiques (CCDF d'atténuation jointe $P(A_i > A^*, A_j > A^*)$, gain de diversité $G_D(P^*)$, gain de disponibilité $I_D(A^*)$ et facteur d'amélioration de diversité $DIF(A^*)$ par exemple) nécessaires pour le design optimal et la mise en œuvre d'un schéma de diversité de site. Ce pont entre modélisation temporelle et modélisation spatio-temporelle du canal de propagation est établi dans les sections 1.3.2 et 1.3.3 suivantes.

En parallèle du développement de ces générateurs de séries temporelles d'affaiblissements dus à la pluie et de la dérivation de leurs propriétés statistiques, des simulateurs du canal de propagation ont été récemment mis en œuvre. Ils permettent la génération des champs spatio-temporels d'atténuation due à la pluie à large échelle et s'appuient sur des données expérimentales ou sur des données de ré-analyse météorologique, pour s'affranchir

notamment de la non-stationnarité des processus d'atténuation due à la pluie. Ces simulateurs large échelle du canal de propagation seront présentés dans la section 1.3.4.

Mais dans un premier temps, avant d'introduire ces différents modèles de canal et simulateurs spatio-temporels, le modèle de référence de l'UIT est présenté. Dérivé des travaux présentés dans [Luglio et al., 2002], il est intégré à la Recommandation ITU-R P.618 depuis 2007.

1.3.1 Modèle de prédiction de l'ITU en diversité de site (ITU-R P.618-12, §2.2.4.1)

Le modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002] est détaillé dans la section 2.2.4.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12]. Ce modèle permet de calculer la JCCDF (*Joint Complementary Cumulative Distribution Function*) d'atténuation due à la pluie $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ entre deux sites i et j comme étant le produit de deux probabilités :

- $P(R_i > 0, R_j > 0)$: la probabilité qu'il pleuve simultanément sur les deux sites ;
- $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^* / R_i > 0, R_j > 0)$: la probabilité que l'atténuation due à la pluie dépasse la valeur seuil A_i^* sur le site i et la valeur seuil A_j^* sur le site j , conditionnée à la présence de pluie sur les deux sites.

Dès lors, la distribution jointe d'atténuation due à la pluie (JCCDF) $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ s'exprime par :

$$P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*) = P(R_i > 0, R_j > 0) \times P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^* / R_i > 0, R_j > 0) \quad (1.31)$$

Dans ce modèle, les distributions d'intensité de précipitation $P(R_i > R_i^*)$ et $P(R_j > R_j^*)$ sont supposées log-normales [Sauvageot, 1994]. Dès lors, les CCDFs $P(\ln(R_i) > \ln(R_i^*))$ et $P(\ln(R_j) > \ln(R_j^*))$ sont supposées normales et $P(R_i > 0, R_j > 0)$ peut alors s'exprimer comme une distribution normale bivariée :

$$P(R_i > 0, R_j > 0) = \int_{G_{0,R_i}}^{+\infty} \int_{G_{0,R_j}}^{+\infty} \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - [R_{GR}]_{ij}^2}} e^{-\frac{G_i^2 + G_j^2 - 2[R_{GR}]_{ij} G_i G_j}{2(1 - [R_{GR}]_{ij}^2)}} dG_i dG_j \quad (1.32)$$

où le paramètre $[R_{GR}]_{ij}$ correspond au coefficient de corrélation des processus Gaussiens $(G_{R_k}(t))_{k \in \llbracket i, j \rrbracket}$ sous-jacents aux processus d'intensité de précipitation $(R_k(t))_{k \in \llbracket i, j \rrbracket}$. Ces processus sont définis de la même manière que le processus Gaussien $G(t)$ sous-jacent au

processus d'atténuation due à la pluie $A(t)$ introduit dans la section 1.2.2.1 pour la définition des modèles de canal MB, EMB et ML. Les paramètres G_{0,R_k} ($k \in \{i, j\}$) s'expriment quant à eux d'une manière identique au paramètre G_0 des modèles EMB et ML (relation (1.23)), en l'adaptant dans un contexte d'intensité de précipitation.

$$G_{0,R_k} = \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1}(2P_{0,R_k}) \quad (1.33)$$

où P_{0,R_k} est la probabilité qu'il pleuve sur le site k . Cette valeur peut être extraite soit à partir de données expérimentales, soit à partir de la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6].

La probabilité qu'il pleuve aux deux emplacements en même temps est donc dans ce modèle modélisée par une distribution normale bivariée. Compte tenu que l'hypothèse de log-normalité des distributions d'atténuation due à la pluie et/ou d'intensité de précipitation est récurrente et fortement réutilisé dans ce qui suit, la formulation de la distribution normale bivariée introduite par la relation (1.32) le sera également. Par conséquent, on note désormais $\Phi(R, \alpha_i, \alpha_j)$ l'expression d'une distribution normale bivariée :

$$\Phi(R, \alpha_i, \alpha_j) = \int_{\alpha_i}^{+\infty} \int_{\alpha_j}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-R^2}} e^{-\frac{G_i^2 + G_j^2 - 2RG_iG_j}{2(1-R^2)}} dG_i dG_j \quad (1.34)$$

Dans le modèle de Paraboni-Barbaliscia, le facteur de corrélation spatiale $[R_{G_R}]_{ij}$ se calcule quant à lui à partir d'une fonction de corrélation spatiale $\rho_{G_R}(d)$ des processus Gaussiens sous-jacents aux événements de précipitation :

$$\rho_{G_R}(d) = 0.7 \exp\left(-\frac{d}{60}\right) + 0.3 \exp\left(-\left(\frac{d}{700}\right)^2\right) \quad (1.35)$$

où d représente la distance entre les sites en km.

Tout comme les distributions $P(R_k > R_k^*)$ ($k \in \{i, j\}$), les distributions d'atténuation due à la pluie conditionnée à la présence de pluie $P(A_k > A_k^*/R_k > 0)$ sont également supposées log-normales dans ce modèle ($P(A_k > A_k^*/R_k > 0) = P(A_k^*, m_{\ln(A_k),c}, \sigma_{\ln(A_k),c})$), de façon similaire à ce qui est formulé pour les modèles MB et ML, exception faite que c'est la condition d'atténuation sur la liaison qui est utilisée). Dès lors, $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/R_i > 0, R_j > 0)$ s'exprime également comme une loi normale bivariée :

$$P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/R_i > 0, R_j > 0) = \Phi([R_G]_{ij}, G_i^*, G_j^*) \quad (1.36)$$

où $[R_G]_{ij}$ correspond, en reprenant les notations de la section 1.2, au coefficient de corrélation des processus Gaussiens $(G_k(t))_{k \in \llbracket i, j \rrbracket}$ sous-jacents aux processus d'intensité de précipitation $(A_k(t))_{k \in \llbracket i, j \rrbracket}$. Conformément au modèle de Paraboni-Barbaliscia, ce facteur de corrélation se calcule à partir d'une fonction de corrélation spatiale $\rho_G(d)$:

$$\rho_G(d) = 0.94 \exp\left(-\frac{d}{30}\right) + 0.06 \exp\left(-\left(\frac{d}{500}\right)^2\right) \quad (1.37)$$

Les paramètres G_k^* ($k \in \{i, j\}$) sont définis en s'appuyant sur la relation (1.16) (que l'on peut réappliquée, compte tenu de l'hypothèse de log-normalité) :

$$G_k^* = \frac{\ln(A_k^*) - m_{\ln(A_k),c}}{\sigma_{\ln(A_k),c}} \quad (1.38)$$

Si le modèle de Paraboni-Barbaliscia fait aujourd'hui figure de référence, la définition de $P(R_i > 0, R_j > 0)$ n'est pas rigoureuse. En effet, dans ce modèle, $P(R_i > 0, R_j > 0)$ représente la probabilité qu'il pleuve aux deux emplacements sauf qu'en pratique, cette variable devrait représenter la probabilité $P(A_i > 0, A_j > 0)$ d'avoir de l'atténuation due à la pluie sur les deux liaisons en même temps. Cette limitation sera dépassée dans la version statistique du modèle de canal spatio-temporel de Cheffena [Cheffena et al., 2009], généralisation du modèle MB [Maseng et Bakken, 1981] et qui sera introduite dans la section 1.3.3.1.

1.3.2 Généralisation des modèles MB, EMB et ML dans un contexte de diversité de site

Dans cette section, trois modèles de canal de diversité de site seront présentés :

- le modèle de Grémont-Filip [Grémont et Filip, 2004], qui est une généralisation du modèle MB [Maseng et Bakken, 1981] ;
- le modèle de Cheffena [Cheffena et al., 2009], qui est également une généralisation du modèle MB ;
- le modèle ML-SD (*Mixed Law – Site Diversity*), qui est une généralisation du modèle ML [Boulanger et al., 2013 (1)].

Dans ce qui suit, les processus Gaussiens $G(t)$ sont supposés être centrés, réduits et markoviens du 1^{er} ordre (fonction de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$ en exponentielle décroissante). Conformément à la section 1.2.2.5, cette dernière hypothèse peut toutefois être relaxée par une génération de $G(t)$ dans le domaine de Fourier.

1.3.2.1 Principes de base

Conformément aux sections 1.2.2.2, 1.2.2.3 et 1.2.2.4, les modèles MB, EMB et ML permettent de générer des séries temporelles d'atténuation due à la pluie moyennant la connaissance préalable de la fonction de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$, de la moyenne $m_{\ln(A),c}$ et de l'écart-type $\sigma_{\ln(A),c}$ (ou $m_{\ln(A)}$ et $\sigma_{\ln(A)}$ dans le cas du modèle EMB qui repose sur des lois absolues) et de la probabilité de subir une atténuation due à la pluie sur la liaison $P_{0,A} = P(A > 0)$.

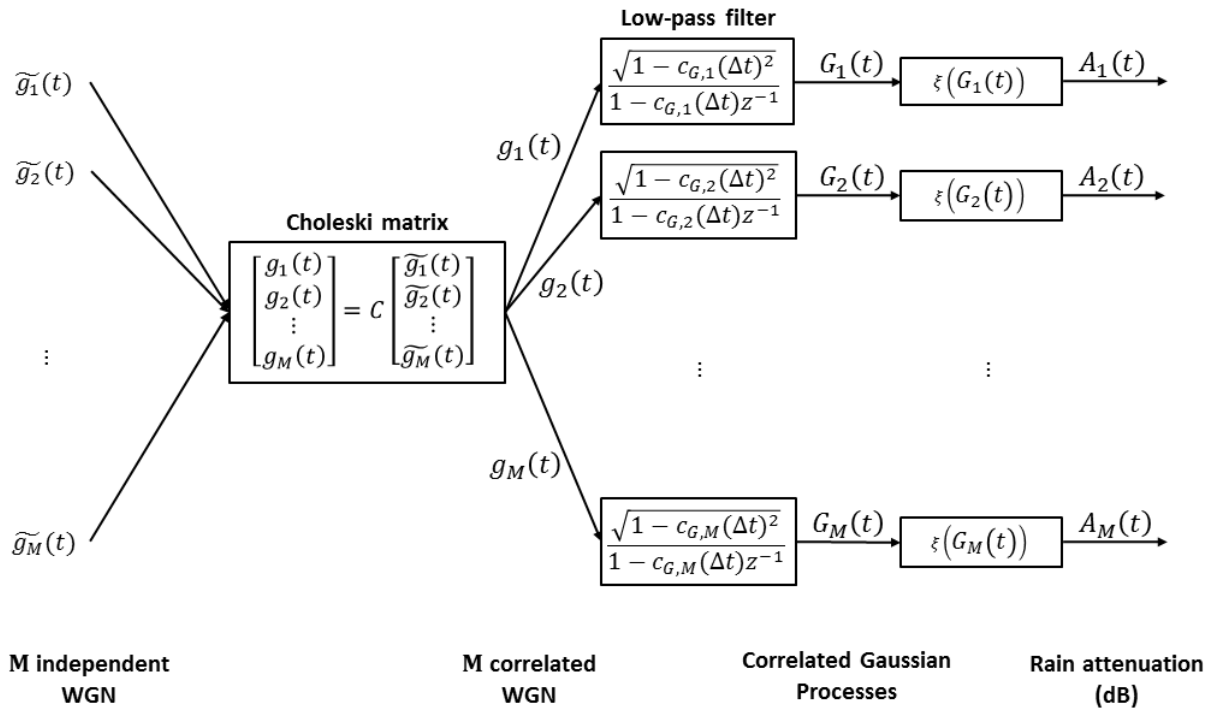


Figure 1-10 : Schéma bloc commun aux générateurs de séries spatio-temporelles d'atténuation due à la pluie dérivés des modèles MB, EMB ou ML

Dans un contexte de diversité de site, considérons M stations sols. Pour une station k ($k \in \llbracket 1, M \rrbracket$), les paramètres d'entrées des modèles MB et ML sont données par le triplet $(m_{\ln(A_k),c}, \sigma_{\ln(A_k),c}, P_{0,A_k})$ et ceux du modèle EMB par le triplet $(m_{\ln(A_k)}, \sigma_{\ln(A_k)}, P_{0,A_k})$. La génération des M séries temporelles $(A_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ est alors possible en appliquant M fois le

modèle de canal choisi. Mais ces différentes séries temporelles, si elles sont corrélées individuellement au niveau temporel, ne le sont pas au niveau spatial. Pour ce faire, il est nécessaire d'introduire une corrélation spatiale entre chaque couple de site i et j ($(i, j) \in \llbracket 1, M \rrbracket$). Celle-ci est classiquement introduite en utilisant une matrice C triangulaire inférieure issue de la décomposition de Choleski de la matrice des corrélations spatiales $R_g = CC^T$ (positive symétrique) des processus Gaussiens $(g_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$. Les processus $(g_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ ainsi générés sont spatialement corrélés et il peut alors être appliqué sur chacun d'eux le modèle de canal mono-site désiré (MB, EMB ou ML). Ce principe est schématisé sur la Figure 1-10.

Toutefois, la matrice des corrélations spatiales R_g reste à définir. On montre [Cheffena et al., 2009] qu'elle se déduit de la matrice des corrélations spatiales R_G des processus Gaussiens sous-jacents $(G_i(t))_{i \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ par la relation :

$$[R_g]_{ij} = \frac{1 - c_{G,i}(\Delta t)c_{G,j}(\Delta t)}{\sqrt{1 - c_{G,i}(\Delta t)^2}\sqrt{1 - c_{G,j}(\Delta t)^2}} [R_G]_{ij} \quad (1.39)$$

où $c_{G,i}(\Delta t)$ et $c_{G,j}(\Delta t)$ représentent respectivement la fonction de corrélation temporelle du site i et du site j . Ici, l'expression de ces fonctions de corrélation temporelle est supposée être une exponentielle décroissante $c_{G,k}(\Delta t) = e^{-\beta_k |\Delta t|}$ (avec $k \in \llbracket 1, M \rrbracket$, relation (1.15)), où β_k décrit la dynamique temporelle des événements d'atténuation due à la pluie et dont la valeur expérimentale, en latitude moyenne, est de l'ordre de $\beta^{-1} \approx 5000s$ [Lacoste et al., 2005 (1)][Castanet et al., 2008][Carrie et al., 2009].

La généralisation des modèles MB, EMB et ML dans un contexte de diversité de site est donc plutôt simple à mettre en œuvre. Toutefois, la connaissance de la matrice de corrélation spatiale R_G des processus Gaussiens sous-jacents $(G_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ est primordiale. C'est précisément dans la méthode de calcul de R_G que les modèles diffèrent.

1.3.2.2 Modèle de Grémont-Filip

S'il se présente comme une généralisation du modèle de Maseng-Bakken [Maseng et Bakken, 1981], le modèle de Grémont-Filip [Grémont et Filip, 2004] génère des séries temporelles d'atténuation due à la pluie $(A_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ spatialement corrélées à partir de séries temporelles d'intensité de précipitation $(R_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$. La conversion de ces dernières en séries temporelles d'atténuation due à la pluie résulte de l'intégration sur le trajet oblique de

la liaison Terre-espace (lequel dépend de l'altitude de la station, de l'élévation de la liaison et de l'altitude du sommet de la couche précipitante) de l'atténuation spécifique donnée par :

$$\gamma_{rain,k} = \kappa R_k^\alpha \quad (1.40)$$

où les coefficients α et κ sont fonctions de l'élévation de la liaison, de la fréquence et de la polarisation de la liaison. Leurs valeurs sont données par la Recommandation ITU-R P.838-3 [ITU-R P.838-3].

La génération des séries temporelles d'intensité de précipitation $(R_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ se base sur l'utilisation du modèle MB, en particulier de la relation (1.16) sauf qu'ici c'est la moyenne $m_{\ln(R_k)}$ et l'écart-type $\sigma_{\ln(R_k)}$ de la distribution d'intensité de précipitation supposée log-normale [Sauvageot, 1994] qui sont considérés.

Dans le cadre du modèle de Grémont-Filip, les différents processus Gaussiens $(G_{R_k}(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ sous-jacents aux processus de pluie $(R_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ sont spatialement corrélés via la fonction de corrélation $\rho_{G_R}(d, \beta)$ définie par :

$$\rho_{G_R}(d, \beta) = \exp(-d\beta) \quad (1.41)$$

où d est la distance entre les deux sites en kilomètres et β est le paramètre spatio-temporel approximé, sous l'hypothèse de Taylor (*frozen storm hypothesis* [Taylor, 1935]), par [Grémont et Filip, 2004] :

$$\beta = \frac{\bar{V}}{L} + \beta_i \quad (1.42)$$

où :

- \bar{V} est la vitesse d'advection moyenne des cellules de pluie ($m \cdot s^{-1}$) ;
- L est la taille caractéristique des cellules de pluie (m) ;
- β_i est le paramètre temporel des événements de précipitations (s^{-1}).

Conformément à (1.42), ce modèle utilise une fonction de corrélation spatiale s'exprimant avec des paramètres météorologiques encore difficiles à évaluer aujourd'hui, comme la vitesse d'advection moyenne \bar{V} ou la taille caractéristique des cellules de pluie L , si ce n'est avec des radars météorologiques mais dont la couverture est essentiellement limitée aux latitudes moyennes et dont l'accès aux données n'est pas toujours aisé. Par ailleurs, comme

indiqué par les auteurs, ce modèle se limite à des distances inter-sites inférieures à environ 40 km, c'est-à-dire pour des schémas de micro-diversité.

1.3.2.3 Modèle de Cheffena

Le modèle de Cheffena [Cheffena et al., 2009] utilise une matrice de corrélation spatiale R_G des processus Gaussiens sous-jacents $(G_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ s'exprimant à partir de la matrice de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie R_A par la relation [Cheffena et al., 2009][Grémont et Filip, 2004] :

$$[R_G]_{ij} = \frac{\ln \left([R_A]_{ij} \sqrt{\exp(\sigma_{\ln(A_i),c}^2) - 1} \sqrt{\exp(\sigma_{\ln(A_j),c}^2) - 1} + 1 \right)}{\sigma_{\ln(A_i)} \sigma_{\ln(A_j)}} \quad (1.43)$$

où, comme introduit précédemment, $\sigma_{\ln(A_i),c}$ et $\sigma_{\ln(A_j),c}$ représentent les écarts-types des processus conditionnées $\ln(A_i(t))$ et $\ln(A_j(t))$ et peuvent être dérivés en utilisant la Recommandation ITU-R P.1057-4 [ITU-R P.1057-4], à partir des distributions conditionnelles d'atténuation due à la pluie mono-sites $P(A_i > A^*/A_i > 0)$ et $P(A_j > A^*/A_j > 0)$. Ces deux distributions peuvent être issues de données expérimentales ou générées à partir d'un modèle comme celui intégré à la Recommandation ITU-R P.618-12 (§2.2.1.1) [ITU-R P.618-12]. La matrice R_A de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie peut quant à elle s'exprimer à partir d'une méthodologie dépendante du modèle considéré. La corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie est dérivée, dans le cas du modèle de Cheffena, à partir de la corrélation spatiale des événements de précipitations $\rho_R(d)$ définie par [Cheffena et al., 2009] :

$$\rho_R(d) = e^{-\alpha d} \quad (1.44)$$

où d est la distance entre les deux sites en kilomètres et α^{-1} est vu comme la distance de décorrélation, en kilomètres également. Une valeur moyenne de α de 0.46 km^{-1} est proposée dans [Cheffena et al., 2009] à partir de [Capsoni et al., 1981] et [Matricciani, 1983]. La conversion des corrélations spatiales des événements de précipitation en corrélations spatiales des événements d'atténuation due à la pluie s'effectue ensuite en utilisant une méthodologie détaillée dans [Cheffena et al., 2009] et qui ne sera pas rappelée ici.

Le modèle de Cheffena, s'il se base sur le modèle MB, peut également reposer sur le modèle EMB, via l'ajout de l'offset A_0 , afin de générer des séries temporelles d'atténuation due à la

pluie absolues, prenant en compte des périodes de pluie et de non pluie. Mais ceci conduira aux limitations conceptuelles déjà soulignées pour le modèle EMB (non reproduction des CCDFs d'atténuation pourtant données en paramètre d'entrée).

1.3.2.4 Modèle ML-SD (Mixed Law – Site Diversity)

Le générateur spatio-temporel d'atténuation due à la pluie ML-SD utilise également une autre méthode pour générer la matrice de corrélation spatiale des processus Gaussiens sous-jacents R_G . Le processus de génération des séries temporelles d'atténuation due à la pluie $(A_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ à partir des processus $(G_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ étant différent dans le cadre du modèle ML de celui du modèle MB (et EMB), il en va de même pour le processus de conversion de la matrice de corrélation R_A en matrice de corrélation R_G . Ainsi, la relation (1.43) ne peut pas être utilisée dans le cas de l'utilisation du modèle ML-SD et une méthodologie spécifique a dû être développée, détaillée en annexe 1 (section A1.2). Cependant, le processus de conversion entre les matrices de corrélation R_G et R_g (relation (1.39)) reste ici valable, sous l'hypothèse que les processus Gaussiens $(G_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ soient des processus centrés, réduits et markoviens du 1^{er} ordre (fonctions de corrélation temporelle $(c_{G,k}(\Delta t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ en exponentielle décroissante). Toutefois, et conformément à la section 1.2.2.5, le modèle ML-SD peut être alimenté par n'importe quelle fonction de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie $\rho_A(d)$. Par exemple, la campagne de mesure en diversité de site ONERA/CNES sur cinq sites dans le Sud de la France [Boulanger et al., 2016] a permis d'extraire une fonction de corrélation spatiale $\rho_A(d)$ des événements d'atténuation due à la pluie $(A_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ en fonction de la distance d entre les sites impliqués dans le schéma de diversité :

$$\rho_A(d) = 0.82 \exp\left(-\frac{d}{10}\right) + 0.18 \exp\left(-\frac{d}{137}\right) \quad (1.45)$$

Considérant la procédure d'inversion numérique détaillée dans l'annexe 1 (section A1.2), il en résulte une fonction de corrélation spatiale $\rho_G(d)$ des processus Gaussiens sous-jacents $(G_k(t))_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$:

$$\rho_G(d) = 0.68 \exp\left(-\frac{d}{34}\right) + 0.32 \exp\left(-\frac{d}{1690}\right) \quad (1.46)$$

En conclusion, retenons que si les modèles de Grémont-Filip, de Cheffena et ML-SD ont de nombreux points communs, chacun de ces modèles s'appuie non seulement sur des modèles

de canal mono-sites différents, mais également sur des fonctions de corrélation spatiale différentes.

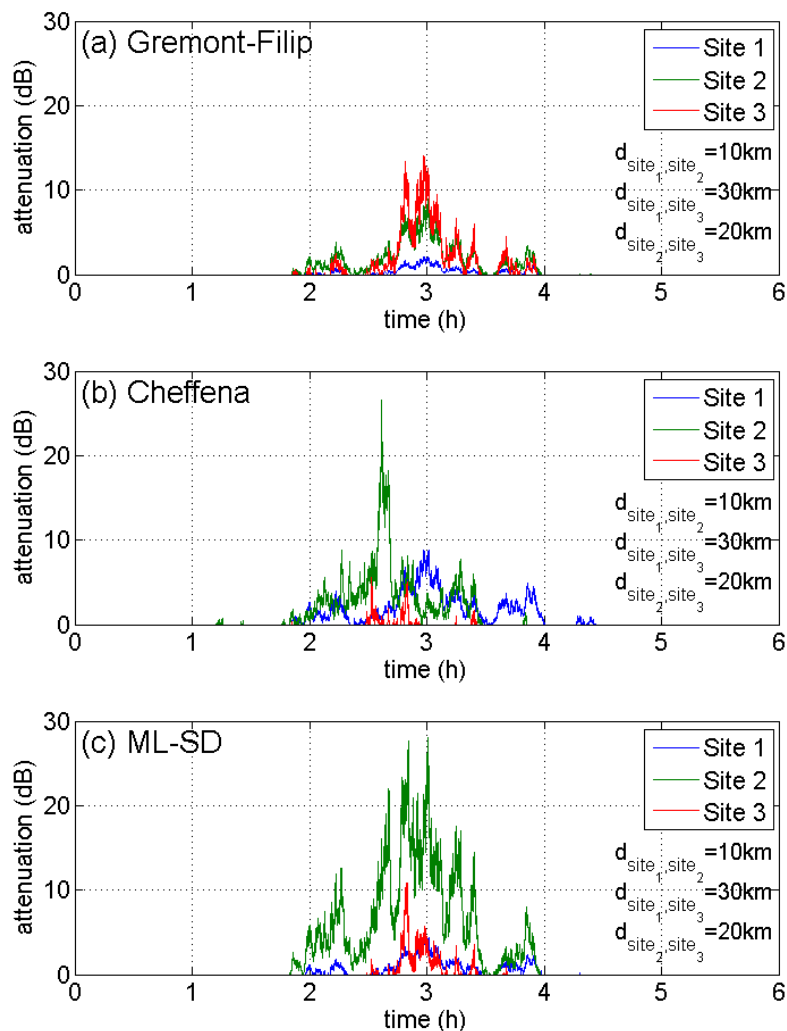


Figure 1-11 : Exemple de séries temporelles d'atténuation due à la pluie spatialement corrélées générées à partir des modèles de Grémont-Filip (a), de Cheffena (b) et ML-SD (c)

La Figure 1-11 représente plusieurs séries temporelles spatialement corrélées générées à partir des modèles de Grémont-Filip [Grémont et Filip, 2004], de Cheffena [Cheffena et al., 2009] et ML-SD. Pour cet exemple, trois sites ont été considérés (distances de 10, 20 ou 30 km entre chaque sites) et les modèles sont alimentés à partir des sorties des recommandations de l'UIT au niveau des CCDFs mono-sites (Rec. ITU-R P.618 [ITU-R P.618-12] pour les CCDFs d'atténuation due à la pluie pour les modèles de Cheffena et ML-SD et Rec. ITU-R P.837 [ITU-R P.837-7] pour les CCDFs d'intensité de précipitation pour le modèle de Grémont-Filip). La longueur de liaison utilisée pour les modèles de Grémont-Filip et de Cheffena est de

15 km tandis qu'au niveau des fonctions de corrélations spatiales, ce sont à chaque fois les fonctions précédemment renseignées dans la description des modèles qui sont utilisées (relation (1.41) pour celui de Grémont-Filip, relation (1.44) pour celui de Cheffena et relation (1.46) pour le modèle ML-SD). Pour le modèle de Grémont-Filip, la valeur du paramètre β est fixé à $2.0 \cdot 10^{-3} s^{-1}$ (en considérant une vitesse d'advection de cellule de pluie V de $10 m \cdot s^{-1}$ et la taille caractéristique L d'une cellule de pluie à 5 km). Ces valeurs sont d'ailleurs reprises dans [Cheffena et al., 2009]. Pour le modèle de Cheffena, le paramètre α est fixé à $0.46 km^{-1}$. Enfin, quel que soit le modèle utilisé, les processus Gaussiens $(g_k(t))_{k \in \llbracket 1,3 \rrbracket}$ utilisés (cf. Figure 1-10) sont identiques.

1.3.3 Modèles statistiques dérivés des modèles de canal en diversité de site

Chacun des modèles de canal mono-site précédemment présentés (MB, EMB et ML) repose sur l'hypothèse de log-normalité des CCDFs (absolues ou conditionnelles) d'atténuation due à la pluie, de même que leur extension à plusieurs sites (modèles de Grémont-Filip, Cheffena et ML-SD). En particulier, la définition mathématique des modèles en diversité de site permet la dérivation analytique des distributions jointes d'atténuation due à la pluie (JCCDF, *Joint Complementary Cumulative Distribution Function*), nécessaires pour le dimensionnement des schémas de diversité de site. Sous l'hypothèse de CCDFs locales log-normales, les JCCDFs suivent des distributions log-normales bivariées, dont la formulation a été vue dans la section 1.3.1 (relation (1.34)), via l'introduction du modèle de Paraboni-Barbaliscia intégré aujourd'hui à la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12].

Dans cette section, deux modèles statistiques de JCCDF d'atténuation due à la pluie issues des modèles de Cheffena et ML-SD sont présentés. Le modèle de Grémont-Filip reposant sur la génération préalable de séries temporelles d'intensité de précipitation, la dérivation de ses propriétés statistiques en terme de JCCDF d'atténuation ne sera pas conduite ici (l'expression analytique est toutefois proche de celle dérivée du modèle de Cheffena [Grémont et Filip, 2004] [Cheffena et al., 2009]).

1.3.3.1 Modèle statistique de JCCDF dérivé du modèle de Cheffena

En plus du générateur spatio-temporel d'atténuation due à la pluie, dans [Cheffena et al., 2009] est également introduit un formalisme statistique permettant la dérivation des JCCDFs associées. Pour rappel, pour un site k , la CCDF d'atténuation mono-site due à la pluie conditionnée à la présence d'atténuation sur la liaison $P(A_k > A_k^*/A_k > 0)$ s'écrit dans le

contexte de l'utilisation du modèle MB (relation (1.17) appliquée au modèle de Maseng-Bakken) :

$$P(A_k > A_k^*/A_k > 0) = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left(\frac{\ln(A_k^*) - m_{\ln(A_k),c}}{\sqrt{2}\sigma_{\ln(A_k),c}} \right) \quad (1.47)$$

où $m_{\ln(A_k),c}$ et $\sigma_{\ln(A_k),c}$ sont la moyenne et l'écart-type du processus $\ln(A_k(t))$ conditionné à la présence de pluie sur la liaison dont la CCDF $P(\ln(A_k) > \ln(A_k^*)/\ln(A_k) > 0)$ est supposée normale. Pour deux sites i et j , la JCCDF d'atténuation due à la pluie conditionnée à la présence d'atténuation sur au moins un des deux sites $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/A_{D,ij} > 0)$ (où A_k^* représente le seuil dépassé pour le site k et $A_{D,ij}$ le processus d'atténuation due à la pluie sur le schéma de diversité formé par les sites i et j) s'exprime par la distribution normale bivariée [Cheffena et al., 2009] :

$$P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/A_{D,ij} > 0) = \Phi([R_G]_{ij}, G_i^*, G_j^*) \quad (1.48)$$

où, en s'appuyant sur la relation (1.16) et de manière identique à la relation (1.38), avec $k \in \{i, j\}$:

$$G_k^* = \frac{\ln(A_k^*) - m_{\ln(A_k),c}}{\sigma_{\ln(A_k),c}} \quad (1.49)$$

La relation (1.48) définit une JCCDF conditionnée à la présence d'atténuation due à la pluie sur une des deux liaisons. Pour obtenir la JCCDF d'atténuation due à la pluie $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$, le modèle de Cheffena s'appuie sur une approche détaillée dans [Matricciani, 1994] et [Matricciani, 1997]. La JCCDF conditionnelle $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/A_{D,ij} > 0)$ est multipliée par la probabilité d'avoir une atténuation due à la pluie sur au moins une des deux liaisons $P(A_{D,ij} > 0)$ définie par :

$$P(A_{D,ij} > 0) = P_{0,A_i} + P_{0,A_j} - P(A_i > 0, A_j > 0) \quad (1.50)$$

où P_{0,A_k} ($k \in (i, j)$) est la probabilité d'atténuation due à la pluie sur le site k et $P(A_i > 0, A_j > 0)$ la probabilité d'atténuation due à la pluie sur les deux liaisons en même temps. La JCCDF absolue d'atténuation due à la pluie $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ s'exprime alors par :

$$P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*) = P(A_{D,ij} > 0) \times P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/A_{D,ij} > 0) \quad (1.51)$$

Cette expression n'est pas sans rappeler la relation (1.31) du modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002][ITU-R P.618-12], à l'exception qu'ici le calcul se base sur la distribution d'atténuation jointe conditionnée à la présence d'atténuation due à la pluie sur une des deux liaisons ($P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^* / A_{D,ij} > 0)$). Au bout du compte, cette dérivation analytique du modèle de Cheffena reflète un fonctionnement plus logique par rapport à celui de Paraboni-Barbaliscia, où la condition est portée sur la présence de pluie sur les deux sites, et non sur l'atténuation subie par les deux liaisons.

La probabilité d'atténuation due à la pluie sur chaque liaison pour le couple de site (i, j) $P(A_i > 0, A_j > 0)$ s'exprime, d'une manière similaire à la relation (1.32), par une distribution normale bivariée :

$$P(A_i > 0, A_j > 0) = \Phi([R_G]_{ij}, G_{0,i}, G_{0,j}) \quad (1.52)$$

où pour $k \in \{i, j\}$, $G_{0,k}$ s'exprime de la même manière que dans les modèles MB et ML (relation (1.23)) :

$$G_{0,k} = \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1}(2P_{0,A_k}) \quad (1.53)$$

Le modèle statistique de JCCDF ne prend en considération que deux sites, tandis que le modèle de canal peut être utilisé pour un nombre de sites plus important. Le modèle statistique peut cependant être élargi à un nombre de sites supérieur à 2, mais l'expression analytique de la JCCDF $P(A_1 > A_1^*, A_2 > A_2^*, \dots, A_M > A_M^*)$ qui en résulte est beaucoup plus complexe et ne sera pas abordée ici.

1.3.3.2 Modèle statistique dérivé du modèle ML-SD

De la même manière que pour le modèle de Cheffena, il peut être dérivé du modèle de canal ML-SD un modèle statistique permettant de calculer la distribution jointe d'atténuation due à la pluie entre deux sites i et j $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$. Comme précédemment, cette JCCDF $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ s'exprime comme une distribution normale bivariée. Exploitant l'équivalence entre la JCCDF des atténuations dues à la pluie $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ et la JCCDF des processus Gaussiens sous-jacents $(G_i > G_i^*, G_j > G_j^*)$ [Jeannin et al., 2013], on aboutit à :

$$P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*) = \Phi([R_G]_{ij}, G_i^*, G_j^*) \quad (1.54)$$

Si cette relation est strictement identique à la relation (1.48), elle ne représente pas la même grandeur (la relation (1.48) correspond à $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*/A_{D,ij} > 0)$), et la définition des paramètres G_i^* et G_j^* change complètement, étant donné que c'est le modèle ML qui est utilisé ici de sorte que :

$$G_k^* = \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1} \left(\frac{P_{0,A_k}}{2} \operatorname{erfc} \left(\frac{\ln(A_k^*) - m_{\ln(A_k),c}}{\sigma_{\ln(A_k),c}} \right) \right) \quad (1.55)$$

En utilisant une méthode similaire que celle utilisée dans [Boulanger et al., 2013 (1)], l'expression analytique de $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ issue de la relation (1.54) peut être dérivée. Le développement de cette expression est détaillé en annexe 1 (section A1.1).

Les modèles de Cheffena et ML-SD présentés ici possèdent donc une double casquette : celle d'être à la fois des modèles de canal permettant de générer M séries temporelles d'atténuation due à la pluie corrélées dans l'espace et dans le temps mais également des modèles statistiques permettant la dérivation analytique de la JCCDF $P(A_i > A_i^*, A_j > A_j^*)$ entre deux sites i et j .

1.3.4 Simulateurs du canal de propagation

Les modèles de canal et les modèles statistiques présentés jusqu'ici reposent tous sur l'hypothèse de log-normalité des distributions (absolues ou conditionnelles) d'atténuation due à la pluie ou de précipitation. Chacun d'eux utilise plusieurs paramètres statistiques (probabilité d'atténuation sur la liaison $P_{0,A}$, moyenne et écart-types du processus $\ln(A(t))$, ...) qui peuvent être extraits soit de données expérimentales, soit de modèles comme ceux intégrés à des recommandations de l'UIT.

En complément de ces modèles stochastiques ont également été développés des simulateurs du canal de propagation semi-physiques contraints. Ces simulateurs s'appuient sur des données expérimentales ou des données de ré-analyse météorologique comme la base de données ERA-40 fournie par l'ECMWF (*European Centre for Medium-range Weather Forecasts*) pour générer des séries temporelles d'atténuation due à la pluie corrélées dans l'espace et dans le temps.

1.3.4.1 Simulateur SISTAR

Le simulateur SISTAR [Jeannin et al., 2012] permet de générer toutes les composantes de l'affaiblissement troposphérique : oxygène, vapeur d'eau, nuages, pluie, scintillation et température de bruit du ciel. En premier lieu, SISTAR génère des champs de précipitations conformément à l'approche de [Bell, 1987]. Ces champs de précipitation sont ensuite convertis en champs d'atténuation sur une carte prédéfinie. En particulier, à partir des données de ré-analyse météorologique ERA-40 fournies par l'ECMWF (*European Centre for Medium-range Weather Forecast*), SISTAR simule des champs de précipitations sur une grille de taille prédéfinie en entrée, avec une résolution spatiale de $1 \times 1 \text{ km}^2$ une résolution temporelle de 6 minutes, réduite à une seconde par interpolation stochastique. L'approche consiste en la génération de champs Gaussiens de supports, corrélés dans l'espace et dans le temps dans le plan de Fourier, et dont l'évolution est contrainte par les données ERA-40. Ces champs stochastiques sont ensuite convertis en champs de précipitation en s'appuyant sur l'hypothèse de log-normalité des CCDFs d'intensité de précipitation, puis en champ d'atténuation due à la pluie, en considérant la relation :

$$A = \int_0^{L_s} \kappa R(x)^\alpha dx \quad (1.56)$$

Où $R(x)$ est l'intensité de précipitations (en mm.h^{-1}) au point $x = (x_1, x_2)$ de la grille de simulation et L_s la longueur (km) du trajet oblique Terre-satellite sous la pluie. Les coefficients κ et α sont fonctions de l'élévation de la liaison, de la fréquence et de la polarisation du signal. Leurs valeurs sont données par la Recommandation ITU-R P.838-3 [ITU-R P.838-3]. La corrélation spatiale des événements s'effectue au niveau de la génération des processus Gaussiens sous-jacents aux événements de précipitation via la fonction de corrélation suivante :

$$\rho_{GR}(d) = 0.59 \exp\left(-\frac{d}{31}\right) + 0.41 \exp\left(-\frac{d}{800}\right) \quad (1.57)$$

où d représente la distance en km. Cette fonction de corrélation a été paramétrée grâce à des données du radar météorologique Météo France de Bordeaux, où les effets orographiques sont limités (bassin aquitain, reliefs faibles) [Jeannin et al., 2012].

La comparaison des résultats fournis par le modèle SISTAR avec des données expérimentales ([Jeannin et al., 2012]) démontre la capacité du générateur SISTAR à reproduire des distributions expérimentales d'atténuation jointes aux latitudes moyennes. Ces statistiques du

premier ordre sont par ailleurs suffisamment fidèles par rapport aux données expérimentales pour pouvoir être utilisées pour dimensionner des systèmes en diversité de site. Cela étant, la fonction de corrélation (1.57) a été paramétrée à partir des données en bande S du radar Météo France de Bordeaux-Mérignac, dont la résolution et l'angle d'élévation limitent la portée utile à approximativement 100 km. En conséquence, le paramétrage (1.57) correspond à un domaine d'espace limité, sous influence essentiellement océanique.

1.3.4.2 Simulateur MTSS (Multi-Time Series Synthesizer)

Le modèle MTSS [Nebuloni et al., 2014] hérite à la fois du modèle Paraboni-Barbalsicia [Luglio et al., 2002] intégré à la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] et du modèle de Cheffena [Cheffena et al., 2009]. Ce modèle intègre toutefois quelques spécificités.

L'utilisation de la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6] permet de renseigner les CCDFs de précipitations $P(R_k > R_k^*)$ pour chaque site k , mais il est également possible d'utiliser des distributions expérimentales. De ces différentes distributions sont alors extraites, pour chacun des sites, les probabilités d'occurrence de la pluie P_{O,R_k} (où $k \in \llbracket 1, M \rrbracket$). Enfin, concernant les distributions d'atténuation due à la pluie $P(A_k > A_k^*)$ à fournir également en entrée du modèle MTSS, celles-ci sont générées pour chacun des sites en utilisant le modèle statistique EXCELL [Capsoni et al., 1987] ou EXCELL-SC [Capsoni et al., 2009].

Dans le but de générer des séries temporelles d'atténuation spatialement corrélées à partir des distributions d'atténuation due à la pluie mono-site, une base de données est utilisée. Il s'agit des données de propagation issues de la campagne de mesure ITALSAT [Riva, 2004], en particulier les données collectées par la balise 39.6 GHz, cumulant à elle seule près de 2500 heures de données de propagation. Si les détails du modèle décrit dans [Nebuloni et al., 2014] ne seront pas abordés ici, il s'agit de trouver parmi ces quelques 2500 fenêtres horaires une fenêtre de données satisfaisant :

- la distribution d'atténuation due à la pluie sur le site associé, en faisant correspondre la distribution voulue avec les distributions disponibles, via une méthode détaillée dans [Bertorelli et Paraboni, 2005][Bertorelli et al., 2008] ;
- la corrélation spatiale de cette série temporelle avec les autres fenêtres pour les $M - 1$ autres stations impliquées où au moins un évènement de pluie a lieu sur la durée de la fenêtre (soit une heure). Cette corrélation se base sur deux fonctions de corrélation en double exponentielle, sur le même modèle que celui décrit dans [Luglio et al., 2002].

Ce modèle repose donc avant tout sur des données expérimentales issues d'une même base de données mono-site (ITALSAT à Spino d'Adda [Riva, 2004]) : il est donc spécifique à la climatologie du lieu de mesure. Par ailleurs, la subdivision en fenêtres d'une heure est assez abrupte, pouvant donner une série temporelle d'une heure de pluie intense sur un site, entourée de plusieurs fenêtres successives sans aucun événement précipitant.

1.4 Analyse critique sur le recensement et le paramétrage des fonctions de corrélation spatiale

L'état de l'art des différents modèles de diversité de site conduit dans la section 1.3 souligne la nécessité d'utiliser pour chacun d'eux une ou plusieurs fonctions de corrélation spatiale. Ces fonctions permettent de calculer les coefficients de corrélation des événements d'atténuation due à la pluie, d'intensité de précipitations ou des processus Gaussiens sous-jacents utilisés dans les différents modèles (modèles de canal, modèles statistiques ou simulateurs) et jouent un rôle clé dans l'étape visant à corrélérer spatialement les séries temporelles pour les modèles de canal et les simulateurs ou calculer les JCCDFs pour les modèles statistiques. Cependant, conformément à la section 1.3, les formulations proposées dans la littérature pour les fonctions de corrélation spatiale sont diverses.

1.4.1 Recensement des fonctions de corrélations spatiales

Comme il a été précisé dans la section 1.3, le modèle de Grémont-Filip [Grémont et Filip, 2004] s'appuie sur une fonction de corrélation spatiale physique (relation (1.41)), prenant en compte plusieurs paramètres météorologiques liés à la taille et la vitesse d'advection des cellules de pluie, ce qui rend plutôt délicat l'application de ce modèle, ces paramètres physiques étant délicats à renseigner. Le modèle de Cheffena [Cheffena et al., 2009] propose une relation semi-physique (relation (1.44)) à partir des travaux décrits dans [Capsoni et al., 1981] et [Matriccioni, 1983]. Le modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002][ITU-R P.618-12] propose quant à lui un paramétrage empirique pour chacune des fonctions de corrélations $\rho_{GR}(d)$ (relation (1.35)) et $\rho_G(d)$ (relation (1.37)), extrait de données recueillies à partir d'un réseau de pluviomètres situés en Italie (paramétrage fortement conditionné par la climatologie spécifique de la botte italienne sur l'axe Nord-Ouest/Sud-Est). Le générateur Sistar [Jeannin et al., 2012] propose également un paramétrage empirique (relation (1.57)) pour corrélérer spatialement les processus gaussiens sous-jacent à partir des données du radar météorologique en bande S de Bordeaux-Mérignac fournies par Météo France. Enfin, la campagne de propagation en diversité de site ONERA-CNES dans le Sud de la France

[Boulanger et al., 2016] a également permis d'extraire une fonction de corrélation spatiale (relation (1.46)). Cependant, si les formulations générales de toutes ces fonctions de corrélation empiriques sont similaires (exponentielles décroissantes), elles reposent toutes sur un paramétrage issu de données expérimentales représentatives d'une climatologie locale **[Capsoni et al., 2011]**. Les domaines de validité des modèles qui en résultent sont donc limités.

Finalement, l'ensemble des fonctions de corrélation spatiale vues dans ce chapitre suivent une formulation générale conforme à :

$$\rho(d) = \rho_A(d) = a \exp\left(-\left(\frac{d}{b_1}\right)^{c_1}\right) + (1-a) \exp\left(-\left(\frac{d}{b_2}\right)^{c_2}\right) \quad (1.58)$$

Par exemple, dans le cas du modèle de Paraboni-Barbaliscia au niveau de la fonction de corrélation $\rho_G(d)$ des processus Gaussiens sous-jacents au processus d'atténuation due à la pluie (relation (1.37)), $a = 0.94$, $b_1 = 30$, $b_2 = 500$, $c_1 = 1$ et $c_2 = 2$.

La Recommandation ITU-R P.1410-5 **[ITU-R P.1410-5]** propose également une fonction de corrélation spatiale des événements de précipitation, intervenant dans le calcul de ce qui est appelé l'amélioration de la diversité d'acheminement (section 3.2 de cette recommandation). Cette diversité d'acheminement consiste à utiliser le principe de la diversité de site sur un réseau de communications terrestres et utilise une fonction de corrélation spatiale des événements de précipitation qui s'exprime par :

$$\rho_R(d) = \begin{cases} \frac{D_r}{\sqrt{D_r^2 + d^2}} & \text{si } d \leq D_c \\ \frac{D_r}{\sqrt{D_r^2 + D_c^2}} & \text{si } d > D_c \end{cases} \quad (1.59)$$

où D_r est la constante d'inhomogénéité de la pluie (i.e. la distance à laquelle le coefficient de corrélation spatiale des précipitations est égale à $\sqrt{2}/2$) et D_c la distance caractéristique de la zone de précipitation définie telle que $D_c = 20D_r$.

Le Tableau 1-1 récapitule les différentes expressions de fonctions de corrélation vues dans ce chapitre. La Figure 1-12 propose une représentation des fonctions de corrélation sous deux formes :

- tout d'abord (Figure 1-12(a)), les fonctions de corrélation sont représentées sous la même forme que celle introduite dans les modèles, représentant soit les corrélations des processus Gaussiens sous-jacents aux précipitations $\rho_{G_R}(d)$ ou aux atténuations dues à la pluie $\rho_G(d)$;
- ensuite (Figure 1-12(b)), lorsque cela est possible, les fonctions de corrélation issues des modèles ont été converties en fonctions de corrélation des événements d'atténuation due à la pluie $\rho_A(d)$.

Modèle	Type de fonction de corrélation	Expression
ITU-R P.618-12 (Paraboni-Barbaliscia, 2002)	Gaussiens (précipitations)	$\rho_{G_R}(d) = 0.7 \exp\left(-\frac{d}{60}\right) + 0.3 \exp\left(-\left(\frac{d}{700}\right)^2\right)$
	Gaussiens (atténuations)	$\rho_G(d) = 0.94 \exp\left(-\frac{d}{30}\right) + 0.06 \exp\left(-\left(\frac{d}{500}\right)^2\right)$
Grémont-Filip (2004)	Gaussiens (précipitations)	$\rho_{G_R}(d, \beta) = \exp(-d\beta)$
Cheffena-(E)MB (2009)	Précipitations	$\begin{cases} \rho_R(d) = \exp(-\alpha d) \\ \rho_R(d) = \exp(-\alpha \sqrt{d}) \end{cases}$
ITU-R P.1410-5 (2012)	Précipitations	$\rho_R(d) = \begin{cases} \frac{D_r}{\sqrt{D_r^2 + d^2}} & \text{si } d \leq D_c \\ \frac{D_r}{\sqrt{D_r^2 + D_c^2}} & \text{si } d > D_c \end{cases}$
SISTAR (2012)	Gaussiens (précipitations)	$\rho_{G_R}(d) = 0.59 \exp\left(-\frac{d}{31}\right) + 0.41 \exp\left(-\frac{d}{800}\right)$
ONERA/CNES (2016)	Atténuations	$\rho_A(d) = 0.82 \exp\left(-\frac{d}{10}\right) + 0.18 \exp\left(-\frac{d}{137}\right)$
	Gaussiens (atténuations)	$\rho_G(d) = 0.68 \exp\left(-\frac{d}{34}\right) + 0.32 \exp\left(-\frac{d}{1690}\right)$

Tableau 1-1 : Tableau récapitulatif des fonctions de corrélation spatiale d'atténuation, de précipitation et des processus gaussiens sous-jacents vues dans ce chapitre

Pour tracer ces différentes fonctions de corrélation, quelques hypothèses ont été prises au niveau de leur paramétrage, en particulier pour le modèle de Grémont-Filip [**Grémont et Filip, 2004**], le modèle de Cheffena [**Cheffena et al., 2009**] et la Recommandation ITU-R P.1410-5 [**ITU-R P.1410-5**] :

- pour le modèle de Grémont-Filip, la valeur du paramètre β est fixé à $2.0 \cdot 10^{-3} s^{-1}$ (en considérant une vitesse d'advection de cellule de pluie V de $10 m \cdot s^{-1}$ et la taille caractéristique L d'une cellule de pluie à 5 km). Ces valeurs sont d'ailleurs reprises dans [**Cheffena et al., 2009**] ;
- pour le modèle de Cheffena, le paramètre α est fixé à $0.46 km^{-1}$ [**Capsoni et al., 1981**][**Matricciani, 1983**] ;
- pour la Recommandation ITU-R P.1410-5, la constante d'inhomogénéité de la pluie D_r est fixée à 5 km (et donc D_c , distance caractéristique de la zone de précipitation, est fixée à 100 km).

Pour les fonctions de corrélation issues du modèle de Cheffena (relation (1.44)) et de la Recommandation ITU-R P.1410-5 (relation (1.59)), les fonctions de corrélation spatiale des événements de précipitation $\rho_R(d)$ ont été converties en fonction de corrélation spatiale des processus gaussiens sous-jacents $\rho_{G_R}(d)$ via l'utilisation de la relation (1.43) en l'adaptant sous l'hypothèse de log-normalité des CCDFs d'intensité de précipitations. La valeur des écart-types $\sigma_{ln(R_i)}$ et $\sigma_{ln(R_j)}$ a été fixé à 1.60 conformément à [**Sauvageot, 1994**].

La conversion des fonctions de corrélation issues des modèles en fonctions de corrélation des événements d'atténuation due à la pluie $\rho_A(d)$ a été possible pour les fonctions intégrées aux modèles de canal de Grémont-Filip (relation (1.41)) et de Cheffena (relation (1.44)), où la possibilité de générer les séries temporelles d'atténuation due à la pluie permet d'en extraire les coefficients de corrélation spatiale. Pour le modèle de Paraboni-Barbaliscia (relation (1.37)) et le simulateur SISTAR (relation (1.57)), la conversion s'est effectuée en se basant sur la méthode de conversion intégrée dans [**Boulanger et al., 2013 (1)**] et rappelée dans la section A1.2 de l'annexe 1 (en faisant l'hypothèse que l'on peut appliquer le modèle loi mixte sur des cas d'intensité de précipitation dans le cas de SISTAR). L'emploi des modèles de Grémont-Filip et de Cheffena nécessitant l'utilisation des CCDFs locales, de même que le processus de conversion pour le modèle de Paraboni-Barbaliscia et le simulateur SISTAR, ce sont les recommandations ITU-R P.618-12 [**ITU-R P.618-12**] pour les CCDFs d'atténuation due à la pluie et ITU-R P.837-6 [**ITU-R P.837-6**] pour les CCDFs d'intensité de précipitation qui ont été utilisées. Enfin, pour la fonction de corrélation issue de la campagne de mesure ONERA-CNES, c'est directement la relation (1.45) qui a été utilisée.

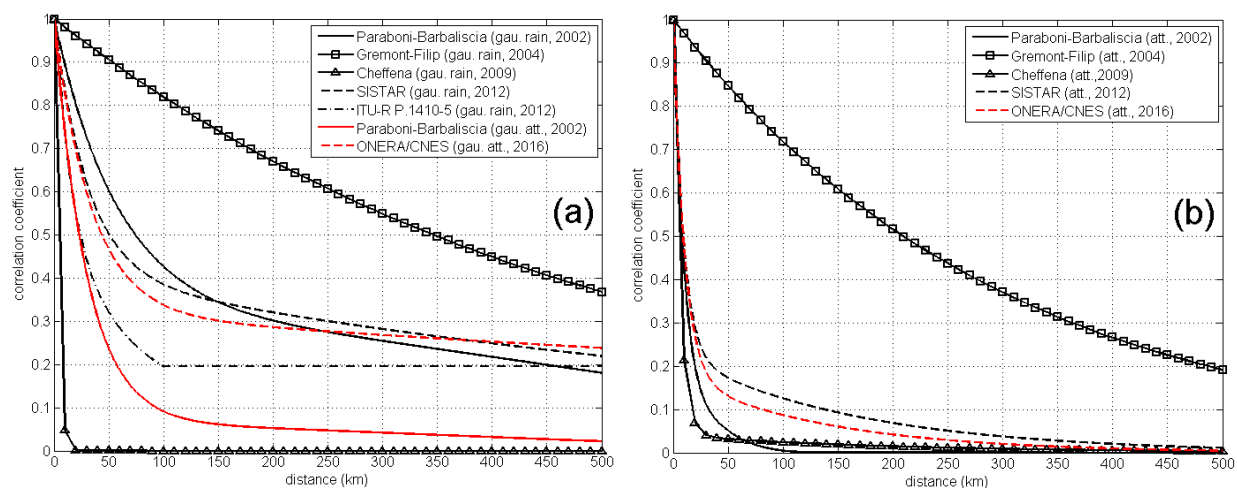


Figure 1-12 : Fonctions de corrélation spatiale utilisées dans les différents modèles (a) et fonctions de corrélation spatiale des atténuations dues à la pluie $\rho_A(d)$ des modèles de Paraboni-Barbaliscia, de Grémont-Filip, de Cheffena, SISTAR et celle extraite de la campagne de mesure en diversité de site ONERA-CNES (b)

Comme il peut être observé sur la Figure 1-12, les comportements des différentes fonctions de corrélation restent très hétérogènes entre elles, et ce même dans le cas de la Figure 1-12(b) où les comparaisons s'effectuent exclusivement sur les corrélations spatiales des atténuations. De plus, même si les fonctions de corrélation spatiale extraites du modèle SISTAR [Jeannin et al., 2012] et des mesures de la campagne ONERA/CNES [Boulanger et al., 2016] ont été paramétrées à partir de données expérimentales recueillies sur des zones assez proches (Toulouse et Bordeaux), on remarque que leur comportement diffère pour des distances inter-sites supérieures à 25 km (différence de près de 0.5 au niveau des coefficients de corrélation pour une distance de 100 km sur la Figure 1-12(b)). À l'inverse, les fonctions extraites du modèle de Paraboni Barbaliscia [Luglio et al., 2002][ITU-R P.618-12] et du modèle de Cheffena [Cheffena et al., 2009] ont un comportement similaire essentiellement lorsque les distances inter-sites sont supérieures à 50 km. Il ne semble donc exister à l'heure actuelle aucun consensus sur la définition des fonctions de corrélation spatiale qui viennent alimenter les modèles en diversité de site.

1.4.2 Analyse critique du paramétrage des fonctions de corrélation spatiale

Comme mentionné précédemment, les fonctions de corrélation spatiale constituent l'un des paramètres clés des modèles en diversité de site étudiés dans ce chapitre. C'est notamment par leur intermédiaire qu'il est possible de corrélérer spatialement les séries temporelles synthétiques multi-sites ou de calculer les distributions jointes d'atténuation due à la pluie.

Pour dimensionner des systèmes en diversité de site, une connaissance approfondie de ces corrélations spatiales est donc nécessaire, et ce pour chaque point du globe. L'idéal serait de disposer de données expérimentales d'atténuation due à la pluie pour chaque point du globe, afin de dériver les corrélations spatiales pour différents types de climats. Cependant, la mise en place d'une campagne de mesure en propagation reste difficile et coûteuse et les fonctions de corrélation spatiale paramétrées à partir des données expérimentales existantes reflètent les spécificités liées à la climatologie locale, essentiellement celles des climats tempérés d'Europe et d'Amérique du Nord où ont été conduites la majorité des campagnes de mesure.

De plus, toutes les fonctions de corrélation spatiale proposées dans la littérature sont isotropes : elles négligent donc toute influence de l'orographie ou des vents dominants. Pourtant, cette hypothèse d'isotropie a été contestée dans [Bertorelli et Paraboni, 2005] et [Luini et al., 2011] à partir de données radar recueillies à Bordeaux et à Spino D'Adda (Italie), mais aucun paramétrage ne prend en compte ces spécificités orographiques et climatiques, qui ont pourtant des conséquences évidentes sur les bilans de liaison et la conception d'un schéma de diversité de site [Luini et al., 2011].

Face à ces constats, il s'avère donc nécessaire de mieux caractériser les fonctions de corrélation spatiale des atténuations de propagation, en tenant compte des spécificités climatologiques et orographiques du lieu d'implantation du schéma de diversité de site.

1.5 Conclusion

L'état de l'art présenté dans ce chapitre a permis d'identifier les principaux modèles de diversité de site existants. En particulier, les fondements du modèle de référence développé par Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002] et actuellement intégré dans la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12], du modèle de Cheffena [Cheffena et al., 2009] et d'une adaptation du modèle loi mixte Dirac/log-normale [Boulanger et al., 2013 (1)] dans un contexte de diversité de site ont été détaillés. Si ces trois modèles possèdent quelques différences, ils s'appuient tous sur l'utilisation de deux paramètres principaux en entrée :

- les CCDFs (*Complementary Cumulative Distribution Function*) long-termes d'affaiblissement dû à la pluie pour chaque station intégrée au schéma de diversité de site ;
- une ou plusieurs fonctions de corrélation spatiale des atténuations dues à la pluie afin de produire la JCCDF (*Joint CCDF*) correspondante au schéma de diversité de site envisagé.

Dans l'optique de dimensionner des systèmes opérant au moins une dizaine d'années, les CCDFs d'atténuation due à la pluie doivent en effet refléter des comportements long-termes, représentatifs des climatologies locales pour chacune des stations sols impliquées dans le schéma de diversité de site. Cependant, les campagnes de propagation recueillant les données d'atténuation due à la pluie sont rarement maintenues au-delà de quelques années et sont majoritairement mises en place aux latitudes moyennes (Europe et Amérique du Nord). Plusieurs modèles ont alors été développés, permettant de générer des cartographies de CCDFs long-termes d'atténuation due à la pluie en tout point du globe. La question principale, débattue depuis plusieurs années par la communauté internationale et encore ouverte à l'heure actuelle, renvoie alors au choix objectif du modèle présentant les meilleures performances. Si divers critères de performances ont été proposés (erreur relative et métrique issue de la Recommandation ITU-R P.311-15 **[ITU-R P.311-15]** par exemple), ils renvoient des classements différents **[Fayon et al., 2016]** en complément du fait qu'aucun d'entre eux ne s'appuie sur un formalisme probabiliste qui prend en compte la durée des données expérimentales sur lesquelles s'appuie l'évaluation des performances de ces modèles. Cette dernière caractéristique semble pourtant être un prérequis important, les modèles de CCDFs long-terme étant comparés à des CCDFs expérimentales ne représentant que quelques mois ou quelques années de mesures.

Dans ce contexte, du fait de la nécessité d'utiliser un modèle local de CCDF d'atténuation due à la pluie quel que soit le modèle de diversité de site employé, le chapitre 2 propose la définition d'une nouvelle métrique de test dont l'approche consiste en la prise en compte des variabilités statistiques liées à la durée de l'expérimentation, notamment caractérisées dans **[Jeannin et al., 2013]**, **[Boulanger et al., 2013 (2)]** et **[ITU-R P.678-3]**.

En parallèle à ces CCDFs long-termes, le second paramètre dont la connaissance est fondamentale pour le dimensionnement d'un schéma de diversité de site est la corrélation spatiale des affaiblissements dus aux précipitations. Si sa définition nécessite l'utilisation des données expérimentales issues de campagnes de propagation, ces dernières sont peu nombreuses et – une nouvelle fois – limitées aux latitudes moyennes (**[Goldhirsh et al., 1997]**, **[Butti et al., 2006]**, **[Callaghan et al., 2008]**, **[Garcia et al., 2010]**, **[Boulanger et al., 2016]**, **[Rytir et al., 2015]** et **[Riva et al., 2016]**). De plus, même si le radar météorologique est une alternative de choix pour investiguer l'organisation spatiale (et plus généralement spatio-temporelle) des champs de précipitations (principaux contributeurs à l'atténuation troposphérique), les réseaux de radars sont encore peu denses en zones tropicales et équatoriales.

Dès lors, tant pour la caractérisation des fonctions de corrélation spatiale en tout point du globe que pour la dérivation locale des CCDFs d'atténuation due à la pluie, l'utilisation d'un modèle de prévisions météorologiques à haute résolution constitue une alternative intéressante. Le chapitre 3 présente un synthétiseur de données de propagation couplant le modèle de prévisions météorologiques à haute résolution WRF (*Weather Research and Forecasting*) à un module électromagnétique EMM (*ElectroMagnetic Module*) optimisé dans le cadre de cette thèse. Les données de propagation artificielles ainsi générées sont alors comparées à des données expérimentales sur plusieurs sites en Europe afin d'évaluer la capacité du modèle WRF-EMM à reproduire des statistiques expérimentales, à la fois dans un contexte mono-site mais également de diversité multi-site. L'adéquation des statistiques issues de WRF-EMM aux statistiques expérimentales permet alors dans le chapitre 4 d'utiliser le modèle WRF-EMM pour générer des coefficients de corrélation spatiale dans le Sud de la France pour d'une part proposer une étude préliminaire à la caractérisation de ces coefficients et d'autre part souligner l'apport du couplage des sorties du simulateur WRF-EMM avec les modèles en diversité de site existants.

Chapitre 2

Développement d'une métrique de test pondérée par les variabilités statistiques

Conformément au chapitre 1, l'évaluation prédictive des performances d'un schéma de diversité de site requiert la connaissance préalable des CCDFs d'atténuation à la pluie $P(A > A^*)$ sur l'ensemble des stations du schéma envisagé. Pour un dimensionnement de systèmes opérés au moins pour une dizaine d'années, ces CCDFs doivent refléter des comportements long-termes, i.e. être représentatives des climatologies locales sur chacune des stations terriennes. Or, les campagnes de propagation, essentiellement limitées aux latitudes moyennes, sont rarement maintenues au-delà de quelques années.

Dans ce contexte, des modèles générant des cartographies de CCDFs long-termes d'atténuation due à la pluie à l'échelle mondiale ont été développés. La question, débattue depuis plusieurs années par la communauté internationale, mais toujours ouverte à l'heure actuelle, renvoie alors au choix objectif du modèle le plus performant. Ainsi, divers critères de performances ont été proposés mais ils conduisent à des classements différents [Fayon et al., 2016]. Toutefois, si ces critères reposent tous sur la définition d'une variable d'erreur calculée par rapport aux données expérimentales, aucun ne s'appuie sur un formalisme probabiliste. Pourtant, s'agissant de comparer des modèles de CCDFs long-termes à des CCDFs expérimentales représentant quelques mois ou années de mesures, la prise en compte dans les métriques d'erreur de la variabilité statistique (i.e. de la durée) des CCDFs mesurées semble un prérequis.

En conséquence, ce chapitre propose la définition d'une nouvelle métrique d'erreur permettant la classification des modèles long-termes de CCDFs d'atténuation due à la pluie développés par la communauté internationale. L'originalité tient en l'introduction des variabilités statistiques du 1^{er} et du 2nd ordre des CCDFs expérimentales, dont les formulations analytiques reposent sur un modèle de canal (modèle ML) et dont le paramétrage dérive de mesures expérimentales.

2.1	Limites des métriques de test actuelles	79
2.1.1	Les métriques de tests actuelles	79
2.1.1.1	Erreur relative à niveaux de probabilité constants (CPLRE)	79
2.1.1.2	ITU-R P.311-15 (ITUE)	80
2.1.2	Applications des métriques actuelles sur des distributions types et limites	82
2.2	Nouvelle métrique de test.....	85
2.2.1	Variabilités statistiques du 1 ^{er} ordre des CCDFs.....	85
2.2.1.1	Illustration des variances du 1 ^{er} ordre à partir du modèle de canal ML	86
2.2.1.2	Dérivation analytique des variances du 1 ^{er} ordre	87
2.2.1.3	Paramétrage expérimental des variances du 1 ^{er} ordre	89
2.2.1.4	Définition de la composante du 1 ^{er} ordre de la nouvelle métrique de test	91
2.2.2	Variabilités statistiques du 2 nd ordre des CCDFs	94
2.2.2.1	Illustration des variances du 2 nd ordre à partir du modèle de canal ML.....	94
2.2.2.2	Dérivation analytique des variances du 2 nd ordre.....	96
2.2.2.3	Paramétrage expérimental des variances du 2 nd ordre.....	100
2.2.2.4	Définition de la composante du 2 nd ordre de la nouvelle métrique de test...	104
2.3	Application de la nouvelle métrique de test sur des ECCDFs	107
2.3.1	Résultats à partir de l'ECCDF dérivée des 7 ans de mesures ITALSAT	109
2.3.2	Capacité discriminante des métriques de test selon la durée de l'expérimentation	111
2.3.2.1	Expérimentation ITALSAT à 18.7 GHz.....	111
2.3.2.2	Expérimentation ITALSAT à 39.6 GHz.....	115
2.4	Conclusion.....	117

2.1 Limites des métriques de test actuelles

Dans cette première section, le fonctionnement des métriques de tests usuellement utilisées aujourd'hui pour tester les modèles statistiques de propagation sera tout d'abord détaillé. Dans un second temps, les limites de ces deux métriques seront soulignées.

2.1.1 Les métriques de tests actuelles

Deux métriques de tests sont principalement utilisées aujourd'hui pour évaluer les performances prédictives des modèles statistiques d'atténuation due aux précipitations :

- l'erreur relative à niveaux de probabilités constants (*Constant Probability Levels Relative Error*, CPLRE) ;
- la métrique de test intégrée dans la Recommandation ITU-R P.311 [ITU-R P.311-15].

Ces deux variables de test sont mises en œuvre pour un ensemble de pourcentages de temps p prédéfinis. Pour des questions pratiques, les différentes valeurs d'erreur sont ensuite regroupées en une seule, via le calcul de la moyenne quadratique.

2.1.1.1 Erreur relative à niveaux de probabilité constants (CPLRE)

Cette métrique de test, schématisée sur la Figure 2-1, se calcule via la méthode pas à pas suivante :

Étape 1 : Définition du vecteur de probabilités \mathbf{p} à étudier. $\mathbf{p} = (p_i)_{i \in \llbracket 1, N \rrbracket}$ est composé d'un ensemble de N probabilités p_i telles que $p_i \in [0.001\%, 0.002\%, 0.003\%, 0.005\%, 0.01\%, \dots, 0.1\%, \dots, 1\%, \dots, 10\%, \dots, 100\%]$.

Étape 2 : Calcul des erreurs $\varepsilon_{CPLRE,i}$ pour chaque probabilité p_i :

$$\varepsilon_{CPLRE,i} = \frac{|A_{m,i}^* - A_{p,i}^*|}{A_{m,i}^*} \quad (2.1)$$

Où :

- $A_{m,i}^*$ est le seuil d'atténuation mesuré à la probabilité p_i ;
- $A_{p,i}^*$ est le seuil d'atténuation prédit par le modèle à la probabilité p_i .

Étape 3 : Calcul de l'erreur finale ε_{CPLRE} :

$$\varepsilon_{CPLRE} = \sqrt{\varepsilon_{CPLRE,m}^2 + \varepsilon_{CPLRE,s}^2} \quad (2.2)$$

avec :

$$\varepsilon_{CPLRE,m} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{CPLRE,i} \quad (2.3)$$

et :

$$\varepsilon_{CPLRE,s} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\varepsilon_{CPLRE,i} - \varepsilon_{CPLRE,m})^2} \quad (2.4)$$

2.1.1.2 ITU-R P.311-15 (ITUE)

La métrique de test recommandée par l'UIT [ITU-R P.311-15], également schématisée sur la Figure 2-1, est définie par la méthodologie suivante :

Étape 1 : Définition du vecteur de probabilités \mathbf{p} à étudier. $\mathbf{p} = (p_i)_{i \in \llbracket 1, N \rrbracket}$ est composé d'un ensemble de N probabilités p_i telles que $p_i \in [0.001\%, 0.002\%, 0.003\%, 0.005\%, 0.01\%, \dots, 0.1\%, \dots, 1\%, \dots, 10\%, \dots, 100\%]$.

Étape 2 : Calcul des erreurs $\varepsilon_{ITUE,i}$ pour chaque probabilité p_i , en posant $A_{m,i}^*$ le seuil d'atténuation mesuré et $A_{p,i}^*$ le seuil d'atténuation prédit par le modèle à cette probabilité p_i :

- si $A_{m,i}^* < 10 \text{ dB}$:

$$\varepsilon_{ITUE,i} = M \left(\frac{A_{m,i}^*}{10} \right)^{0.2} \ln \left(\frac{A_{p,i}^*}{A_{m,i}^*} \right) \quad (2.5)$$

- si $A_{m,i}^* \geq 10 \text{ dB}$:

$$\varepsilon_{ITUE,i} = M \ln \left(\frac{A_{p,i}^*}{A_{m,i}^*} \right) \quad (2.6)$$

M représente le nombre d'années de mesure à partir desquelles est extrait la CCDF expérimentale sur laquelle s'appuie la comparaison.

Étape 3 : Calcul de l'erreur finale ε_{ITUE} :

$$\varepsilon_{ITUE} = \sqrt{\varepsilon_{ITUE,m}^2 + \varepsilon_{ITUE,s}^2} \quad (2.7)$$

avec :

$$\varepsilon_{ITUE,m} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{ITUE,i} \quad (2.8)$$

et :

$$\varepsilon_{ITUE,s} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\varepsilon_{ITUE,i} - \varepsilon_{ITUE,m})^2} \quad (2.9)$$

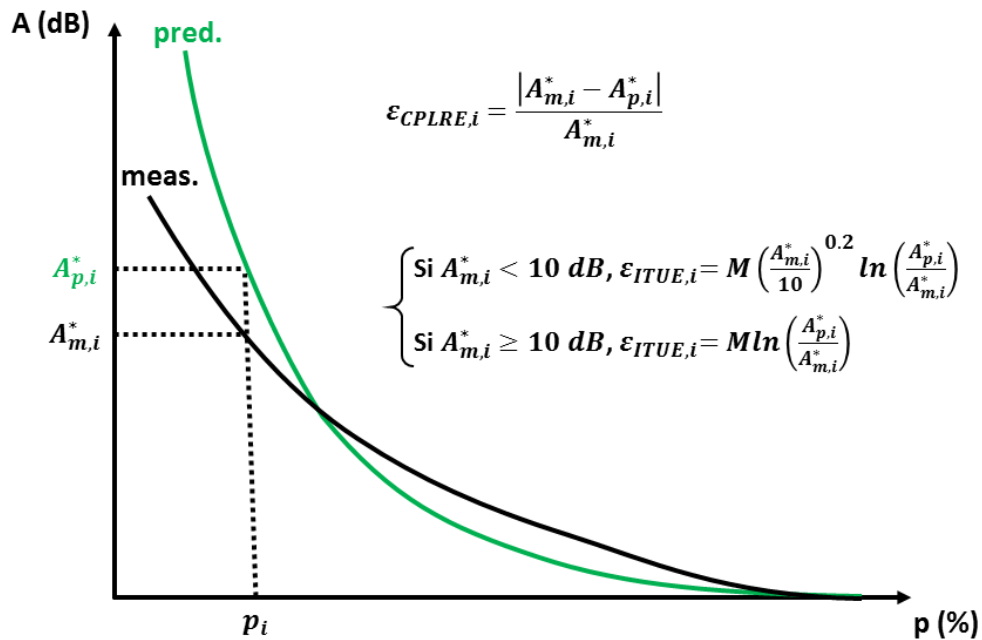


Figure 2-1 : Principe de l'erreur relative à niveau de probabilité constant (CPLRE) et de la métrique de test de l'UIT (ITUE, Rec. ITU-R P.311-15)

2.1.2 Applications des métriques actuelles sur des distributions types et identification de leurs limitations

Nous proposons ici d'illustrer les limitations des métriques de test actuelles (CPLRE et ITUE) en considérant 4 CCDFs fictives (1 expérimentale, 3 issues de modèles) dont les comportements sont néanmoins typiques des problèmes rencontrés lors de l'évaluation des performances des modèles statistiques d'atténuation due à la pluie par rapport à des CCDFs expérimentales collectées sur des durées limitées à quelques années. En particulier, nous considérons sur la Figure 2-2 :

- une CCDF expérimentale fictive (*Empirical Complementary Distribution Function*, ECCDF), supposée dériver de séries temporelles expérimentales d'affaiblissement dû à la pluie collectées sur une seule année et dont les valeurs sont typiques d'une liaison en bande Q/V ("meas.", en noir sur la Figure 2-2) ;
- une CCDF long-terme d'atténuation due à la pluie supposée issue d'un 1^{er} modèle dont les valeurs d'atténuation coïncident avec les valeurs expérimentales pour les forts pourcentages de temps mais conduisent à une surestimation aux faibles pourcentages de temps ("1", en vert, sur la Figure 2-2) ;
- une CCDF long-terme d'atténuation supposée issue d'un 2^{ème} modèle dont les valeurs d'atténuation coïncident également avec les valeurs expérimentales pour les forts pourcentages de temps mais produisent une concavité anormalement élevée aux faibles pourcentages de temps ("2", en bleu sur la Figure 2-2) ;
- une CCDF long-terme d'atténuation supposée issue d'un 3^{ème} modèle dont les valeurs d'atténuation coïncident cette fois avec les valeurs expérimentales pour les faibles pourcentages de temps mais conduisant à une surestimation aux forts pourcentages de temps ("3", en rouge sur la Figure 2-2).

Distribution type	CPLRE (ϵ_{CPLRE})	ITUE (ϵ_{ITUE})
(1)	0.41	0.56
(2)	0.43	0.56
(3)	0.45	0.56

Tableau 2-1 : Comparaison des sorties des différents métriques à partir des trois distributions long-termes types considérées dans cette étude

Le Tableau 2-1 résume les erreurs renvoyées par les métriques CPLRE et ITUE lors de la comparaison de chacune des 3 CCDFs long-termes avec l'ECCDF expérimentale reportées sur la Figure 2-2.

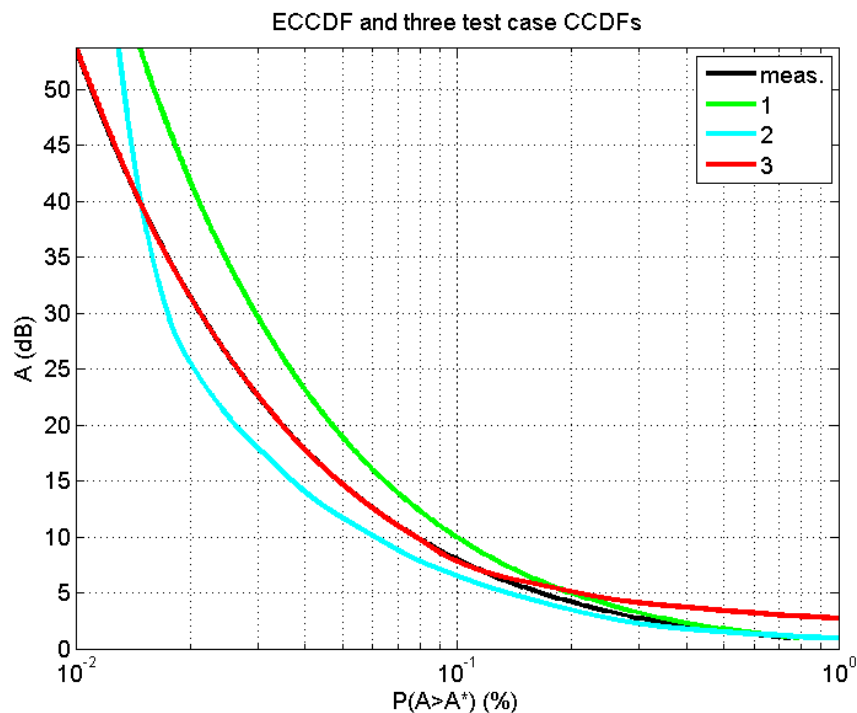


Figure 2-2 : ECCDF annuelle (noir) et CCDFs long-termes (vert, bleu et rouge) fictives

Bien que présentant des comportements distincts selon le niveau de probabilité considéré (cf. Figure 2-2), le Tableau 2-1 indique que les valeurs renvoyées par les métriques CPLRE et ITUE sont quasiment identiques pour les modèles long-termes. Les deux métriques de test classiquement utilisées par la communauté sont donc non-discriminantes pour les cas considérés ici (certes fictifs, mais réalistes du point de vue de leur comportement), suggérant la définition d'une nouvelle approche.

Celle-ci part d'une évidence : le nombre d'observations duquel dérivent les CCDFs expérimentales est d'autant plus faible que le niveau d'atténuation augmente. En conséquence, la représentativité statistique associée aux faibles pourcentages du temps (0.01% du temps par exemple) est inférieure à celle associée aux forts pourcentages du temps (1% du temps par exemple). Dès lors, selon la durée de la campagne de mesure, une variabilité des CCDFs expérimentales d'atténuation due à la pluie est à attendre, laquelle sera d'autant plus prononcée que le niveau de probabilité (i.e. le nombre d'échantillons expérimentaux) diminue.

Ce comportement fut confirmé par diverses campagnes de mesures de propagation Terre-espace conduites au-delà de 10 GHz [Crane, 1990][Crane, 1993] et des observations

similaires ont été faites sur des distributions d'intensité de précipitation. À titre d'exemple, la Figure 2-3 donne une représentation des ECCDFs d'atténuation obtenues annuellement entre 2009 et 2016 sur le site de Toulouse (43.57°N, 1.47°E) à partir des balises 19.7 GHz d'Eutelsat Hot Bird 6 (13°E) entre le 01/07/2009 et le 30/06/2011 et 20.2 GHz d'Astra-3B (23.5°E) entre le 01/01/2012 et le 31/12/2016. En noir est représentée l'ECCDF long-terme, c'est-à-dire obtenue à l'aide de l'ensemble des mesures collectées entre 2009 et 2016.

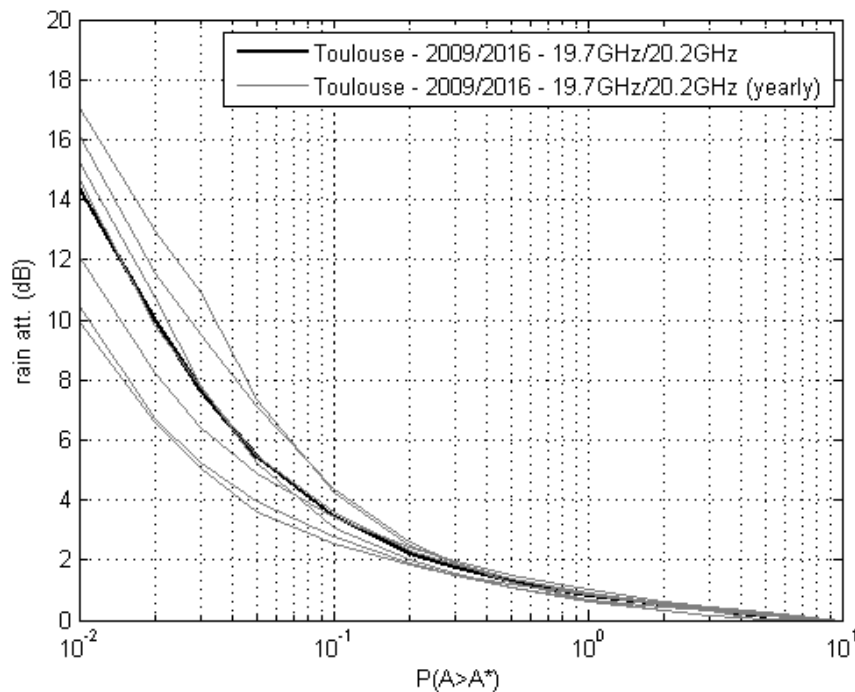


Figure 2-3 : ECCDFs d'atténuation due à la pluie annuelles et long-terme obtenues entre 2009 et 2016 sur le site de Toulouse à partir des balises en bande Ka des satellites Hot Bird 6 et Astra-3B

Comme attendu, aux forts pourcentages de temps (c'est-à-dire ceux pour lesquels le nombre d'échantillons expérimentaux est le plus élevé), les ECCDFs annuelles ne sont pas sujettes à d'importantes variations : elles se superposent à l'ECCDF long-terme dérivée de l'ensemble des données de propagation collectées entre 2009 et 2016. À contrario, les fluctuations des ECCDFs annuelles de part et d'autre de l'ECCDF long-terme sont d'autant plus marquées que le niveau de probabilité diminue.

L'objectif est ainsi de quantifier la capacité d'un modèle à générer des CCDFs d'atténuation long-terme permettant d'établir les marges des bilans de liaison et d'estimer la disponibilité des systèmes de télécommunications spatiales devant être opérationnels sur des durées de l'ordre de 15 ans, à partir d'ECCDFs collectées sur une période limitée (quelques mois ou

quelques années). L'indicateur de performance devrait donc intégrer une pondération par les variabilités statistiques inhérentes à la durée de l'expérimentation.

Consciente de cette problématique, une approche pragmatique a été adoptée dans la métrique d'erreur préconisée par l'UIT, en introduisant une pondération par la durée de l'expérimentation. D'un autre côté, des travaux conduits dans [Jeannin et al., 2013] et [Boulanger et al., 2013 (2)] ont permis de caractériser des variabilités statistiques du 1^{er} ordre associées aux ECCDFs et une méthode aujourd'hui intégrée à la Recommandation ITU-R P.678-3 [ITU-R P.678-3] permet de calculer les variabilités inter-annuelles associées à une CCDF long-terme. Cependant, cette caractérisation n'est pour le moment intégrée à aucune des métriques de test actuelles. Nous proposons donc dans ce qui suit de définir une nouvelle métrique d'erreur incluant deux composantes. La première, présentée dans la section 2.2.1 intègre le formalisme probabiliste développé dans [Jeannin et al., 2013] et [Boulanger et al., 2013 (2)] pour définir un indice de performance du 1^{er} ordre. La seconde, introduite dans la section 2.2.2, considère les variabilités du 2nd ordre (i.e. relatives aux pentes des distributions). L'ensemble permet la définition d'une nouvelle métrique de test dont les performances seront évaluées dans la section 2.3.

2.2 Nouvelle métrique de test

Cette section présente la nouvelle métrique de test. Dans un premier temps, la première composante, prenant en compte les variabilités statistiques du 1^{er} ordre, est introduite avant de s'attarder sur les variabilités du 2nd ordre et sur la seconde composante.

2.2.1 Variabilités statistiques du 1^{er} ordre des CCDFs

Plusieurs campagnes de mesures de propagation Terre-espace ont été conduites par le passé à des fréquences supérieures à 10 GHz en Europe et aux États-Unis, telles que SIRIO [Carassa, 1978], OLYMPUS [OPEX, 1994], ACTS [Crane et al., 1997], ITALSAT [Riva, 2004] ou la campagne Eutelsat Hot Bird 6 / Astra-3B [Boulanger et al., 2015]. Ces campagnes de propagation ont permis d'acquérir un nombre significatif de séries temporelles d'atténuation échantillonnées toutes les secondes. Pourtant, parmi celles-ci, seules les campagnes ITALSAT et Eutelsat Hot Bird 6 / Astra-3B ont été conduites sur plus de huit ans. Aussi, afin d'illustrer puis de quantifier l'influence de la durée de la campagne de propagation sur les variabilités du 1^{er} ordre des ECCDFs d'affaiblissement dû aux précipitations, nous proposons d'utiliser le générateur de séries temporelles loi mixte (ML) présenté au chapitre 1.

2.2.1.1 Illustration des variances $\sigma_1^2(p)$ à partir du modèle de canal ML

Le modèle de canal mono-site loi mixte Dirac/log-normale [Boulanger et al., 2013 (1)] introduit au chapitre 1 est donc considéré pour la génération synthétique de séries temporelles d'affaiblissement dû à la pluie. Conformément aux données expérimentales, l'échantillonnage temporel Δt est de 1 seconde tandis que le paramétrage est fixé à $P_{0,A} = 5.48\%$, $m_{\ln(A),c} = 0.96$ et $\sigma_{\ln(A),c} = 1.10$ et $\beta^{-1} = 4340s$, des valeurs typiques pour une liaison à 50 GHz à Toulouse avec un satellite géostationnaire [Boulanger et al., 2013 (1)]. La série temporelle est synthétisée sur 500 ans. Cette durée, clairement irréaliste d'un point de vue expérimental, est purement illustrative : elle va permettre d'apprécier puis d'évaluer la variabilité des ECCDFs $P(A > A^*)$ déduites de séries temporelles limitées à 1, 2, 5 et 10 ans. La Figure 2-4 en donne une illustration.

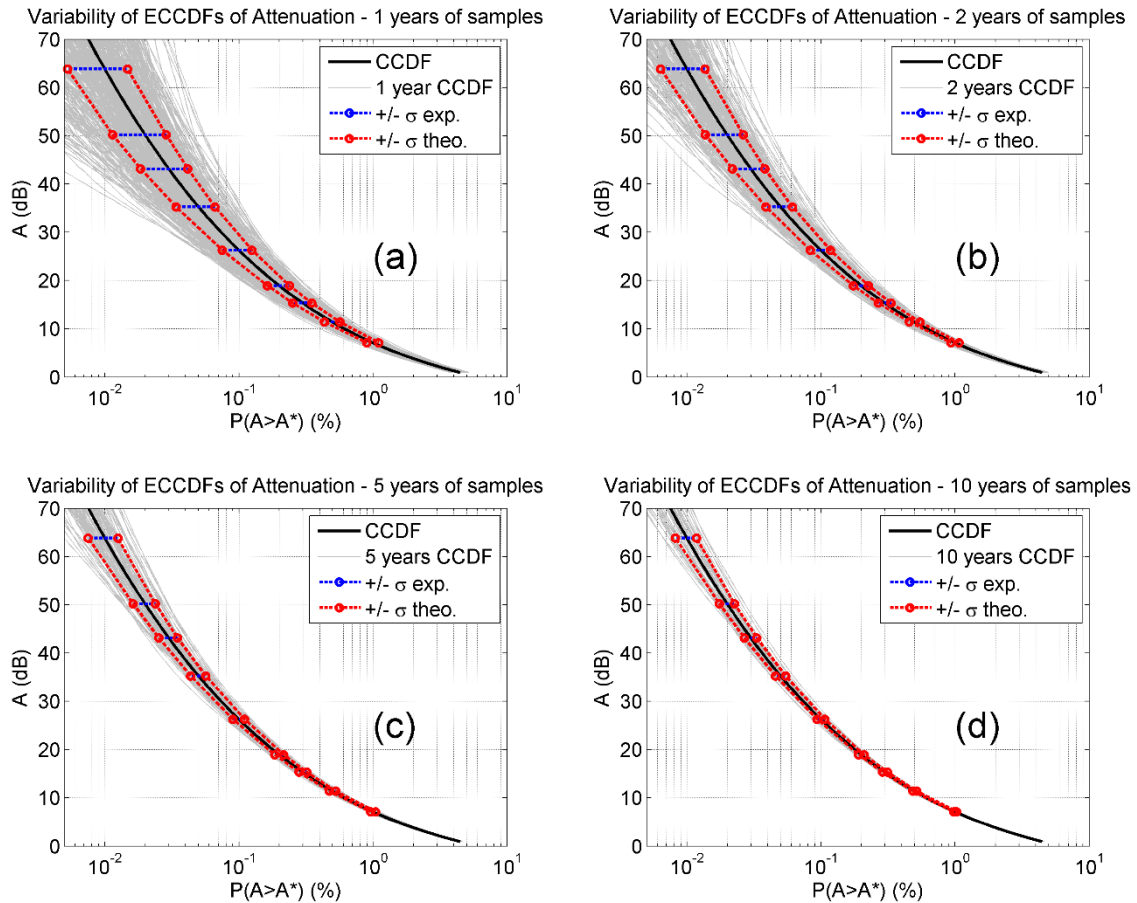


Figure 2-4 : ECCDFs d'atténuation due à la pluie dérivées de 500 ans de données synthétiques à partir du modèle de canal ML ((a) un an (500 ECCDFs), (b) 2 ans (250 ECCDFs), (c) 5 ans (100 ECCDFs), (d) 10 ans (50 ECCDFs))

En particulier, sur les Figures 2-4(a), 2-4(b), 2-4(c) et 2-4(d) est représentée la CCDF long-terme d'atténuation due à la pluie déduite de la série temporelle synthétique générée sur 500 ans (courbe noire). Les ECCDFs grisées représentent quant à elles les ECCDFs d'atténuation due à la pluie déduites de la série temporelle mère de 500 ans mais limitées à des durées de 1, 2, 5 et 10 ans en cohérence avec les durées conventionnelles des campagnes expérimentales de propagation. Ainsi, si l'on considère une durée de 1 an, 500 ECCDFs sont reportées sur la Figure 2-4(a). Ce nombre passe à 250 si la durée est de 2 ans (Figure 2-4(b)), et ainsi de suite.

Comme discuté plus haut, les Figures 2-4(a) à 2-4(d) soulignent que :

- la variabilité statistique (i.e. les fluctuations des ECCDFs de part et d'autre de la CCDF long-terme) augmente lorsque le niveau de probabilité diminue, quelle que soit la durée d'observation considérée ;
- pour un niveau de probabilité p , la variabilité statistique est inversement proportionnelle à la durée considérée.

Afin de quantifier objectivement les fluctuations des ECCDFs de part et d'autre de la CCDF long-terme, [Jeannin et al., 2013] propose de calculer les variances $\sigma_1^2(p)$ des niveaux de probabilité associées à une atténuation donnée. Aussi, les écarts-types "expérimentaux" $\pm\sigma_1(p) = \pm\sqrt{\sigma_1^2(p)}$ dérivés des diverses ECCDFs sont également reportés en bleu de part et d'autre de l'ECCDF long-terme sur l'ensemble de la Figure 2-4 pour 8 pourcentages de temps.

Pour définir une métrique d'erreur rendant compte des variabilités statistiques inhérentes à la durée de l'expérimentation, il s'agit maintenant de proposer une formulation analytique de $\sigma_1^2(p)$ capable de reproduire les écarts-types $\pm\sigma_1(p)$ reportés sur la Figure 2-4. Cet effort a été conduit par [Jeannin et al., 2013] et [Boulanger et al., 2013 (2)]. Nous en rappelons ci-après les grandes lignes.

2.2.1.2 Dérivation analytique des variances $\sigma_1^2(p)$

Supposons que les échantillons $\mathbf{x} = (x_k)_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$ d'atténuation due à la pluie ou d'intensité de précipitation collectés lors d'une campagne de mesure ou issues d'un synthétiseur de séries temporelles sont des réalisations des variables aléatoires $(X_k)_{k \in \llbracket 1, M \rrbracket}$. Désignant par Δt l'échantillonnage temporel, on a $X_k = X(k\Delta t)$. L'ECCDF $\omega_M(X^*)$ peut alors s'écrire [Jeannin et al., 2013] :

$$\omega_M(X^*) = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M I(X_k > X^*) \quad (2.10)$$

où I est la fonction indicatrice égale à 1 si $X_k > X^*$ et 0 sinon, et M le nombre de réalisations. La convergence de l'ECCDF $\omega_M(X^*)$ vers la CCDF long-terme $P(X > X^*)$ est assurée par le théorème de Glivenko-Cantelli [Van Der Vaart et Wellner, 2000]. Chaque terme $I(X_k > X^*)$ définit une variable aléatoire de Bernoulli $U_{X^*,k}$, égale à 1 si $X_k > X^*$ et à 0 sinon. Dans ces conditions :

$$\begin{cases} P(U_{X^*,k} = 0) = 1 - P(X_k > X^*) \\ P(U_{X^*,k} = 1) = P(X_k > X^*) \end{cases} \quad (2.11)$$

où $p = P(X > X^*)$ et l'expression (2.10) se réécrit

$$\omega_M(X^*) = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M U_{X^*,k} \quad (2.12)$$

Désignant par \mathbb{E} l'espérance mathématique, on a $\mathbb{E}[U_{X^*,k}] = P(X_k > X^*) = p$ et $\sigma_{U_{X^*,k}}^2 = p(1 - p)$. Par ailleurs, étant donné que $\mathbb{E}[\omega_M(X^*)] = P(X_k > X^*) = p$, l'estimateur $\omega_M(X^*)$ est non biaisé. Dans ces conditions, la variance d'estimation $\sigma_1^2(p)$ est donnée par :

$$\begin{aligned} \sigma_1^2(p) &= \text{var}[\omega_M(X^*)] = \mathbb{E}[\omega_M^2(X^*)] - \mathbb{E}[\omega_M(X^*)]^2 \\ &= \mathbb{E}\left[\left(\frac{1}{M} \sum_{k=1}^M U_{X^*,k}\right)^2\right] - p^2 \\ &= \frac{1}{M^2} \sum_{k,l=1}^M \mathbb{E}[U_{X^*,k} U_{X^*,l}] - p^2 \end{aligned} \quad (2.13)$$

Supposant le processus $U_{X^*,k}$ stationnaire, sa fonction de corrélation C_{X^*} est par définition :

$$\begin{aligned} C_{X^*} &= \frac{\mathbb{E}[U_{X^*,k} U_{X^*,l}] - \mathbb{E}[U_{X^*,k}]^2}{\sigma_{U_{X^*,k}}^2} \\ &= \frac{\mathbb{E}[U_{X^*,k} U_{X^*,l}] - p^2}{p(1 - p)} \\ &= C_{X^*}((k - l)\Delta t, p) \end{aligned} \quad (2.14)$$

Dès lors, il vient successivement [Jeannin et al., 2013] :

$$\begin{aligned}\sigma_1^2(p) &= \frac{1}{M^2} \sum_{k,l=1}^M \left(C_{X^*}((k-l)\Delta t, p) \sigma_{U_{X^*,k}}^2 + p^2 \right) - p^2 \\ &= \frac{p(1-p)}{M} \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X^*}(k\Delta t, p)\end{aligned}\quad (2.15)$$

Ainsi, la variance d'estimation $\sigma_1^2(p)$ associée au niveau de probabilité p de l'ECCDF dépend non seulement de p mais aussi du nombre d'échantillons M (i.e. de la durée de collecte des mesures à partir desquelles l'ECCDF est dérivée) et de la fonction de corrélation C_{X^*} du processus binaire sous-jacent U_{X^*} associé au seuil X^* . [Jeannin et al., 2013] ont proposé une méthodologie permettant la dérivation de C_{X^*} . L'approche consiste en une décomposition de C_{X^*} en polynômes d'Hermite. Sa mise en œuvre permet le calcul final de la variance d'estimation $\sigma_1^2(p)$ dont les valeurs se superposent à celles dérivées des séries temporelles synthétiques [Jeannin et al., 2013] représentés sur la Figure 2-5 (en bleu et en rouge), validant ainsi la validité de l'équation (2.15) et du formalisme associé. Toutefois, la dérivation de la fonction de corrélation C_{X^*} conduite dans [Jeannin et al., 2013] est spécifique au modèle de canal ML. Aussi, [Boulanger et al., 2013 (2)] a proposé un paramétrage expérimental de C_{X^*} .

2.2.1.3 Paramétrage expérimental des variances $\sigma_1^2(p)$

La détermination expérimentale de la fonction de corrélation C_{X^*} nécessite des séries temporelles d'atténuation (ou d'intensité de pluie) pluri-annuelles. Celles-ci sont peu nombreuses. Aussi, [Boulanger et al., 2013 (2)] proposent l'utilisation de 6 bases de données dont les durées d'acquisition sont les plus longues (durée minimale de collecte de 3 ans) :

- bases de données d'atténuation due à la pluie $X(t) = A(t)$ (échantillonnage Δt de 1 seconde) :
 - 7 ans de séries temporelles d'atténuation due à la pluie collectées à Spino D'Adda (Italie, 45.4°N et 9.5°E), durant la campagne de propagation ITALSAT à 18.7, 39.6 et 49.5 GHz du 01/01/1994 au 31/12/2000 [Paraboni et al., 2002][Riva, 2004] ;
 - 2 ans et 5 mois de séries temporelles d'atténuation due à la pluie collectées à Darmstadt (Allemagne, 49.86°N et 8.63°E) durant la campagne de propagation ITALSAT à 18.7 et 39.6 GHz du 01/08/1995 au 31/12/1997 [Lemorton et al., 2008] ;

- 4 ans de séries temporelles d'atténuation due à la pluie collectées à Toulouse (France, 43.57°N et 1.47°E) durant la campagne de propagation Eutelsat Hotbird 6 à 19.7 GHz du 01/07/2009 au 30/06/2013 [Boulanger et al., 2015] [Boulanger et al., 2012][Amaya et al., 2013] ;
- 6 ans de séries temporelles d'atténuation due à la pluie collectées à Ottawa (Canada, 43.36°N et 75.89°O) durant la campagne de propagation ANIK-F2 à 20.2 GHz du 01/01/2006 au 31/12/2011 [Amaya et Nguyen, 2010][Amaya et al., 2013] ;
- bases de données d'intensité de précipitation $X(t) = R(t)$ (échantillonnage Δt de 60 secondes) :
 - 8 ans de séries temporelles d'intensité de précipitation collectées à Spino D'Adda (Italie, 45.4°N et 9.5°E) du 01/01/1993 au 31/12/2000 [Paraboni et al., 2002] ;
 - 3 ans de séries temporelles d'intensité de précipitation collectées à Ottawa (Canada, 43.36°N et 75.89°O) du 01/01/2009 au 31/12/2011 [Amaya et al., 2013] ;

Chacune des séries temporelles expérimentales est convertie en séries temporelles binaires de processus de Bernoulli équivalent $U_{X^*}(t)$ [Boulanger et al., 2013 (2)]. 9 seuils d'atténuation due à la pluie ou d'intensité de précipitation correspondant aux pourcentages de temps $p_m = [0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$ sont alors considérés. Des séries temporelles binaires $U_{X^*}(t)$ ainsi extraites, les différentes fonctions de corrélation C_{X^*} sont ensuite calculées pour chaque jeu de données [Boulanger et al., 2013 (2)]. Celles-ci sont alors régressées par une approche de type moindre carré pour finalement définir la formulation analytique :

$$C_{X^*}(k\Delta t, p) = e^{-a|\Delta t|^b} \quad (2.16)$$

où Δt est la période d'échantillonnage, $p = P(X_k > X^*)$ le niveau de probabilité, $a = 0.0265 \text{ s}^{-1}$ et :

$$b = b_1 \ln(p) + b_2 \quad (2.17)$$

avec :

$$\begin{cases} b_1 = -0.0396 \\ b_2 = 0.286 \end{cases} \quad (2.18)$$

Le formalisme probabiliste développé dans [Jeannin et al., 2013] (équation (2.15)) couplé au paramétrage expérimental proposé par [Boulanger et al., 2013 (2)] (équations (2.16) à (2.18)) permettent l'évaluation finale des variances d'estimation $\sigma_1^2(p)$. Ces travaux sont aujourd'hui intégrés dans la Recommandation ITU-R P.678-3 [ITU-R P.678-3]. Nous proposons maintenant d'intégrer ces variances d'estimation $\sigma_1^2(p)$ pour définir une nouvelle métrique d'erreur.

2.2.1.4 Définition de la composante du 1^{er} ordre ε_{NTM1} de la nouvelle métrique de test

Avant de définir une nouvelle métrique d'erreur (indiciée NTM pour *New Testing Metric*), revenons sur l'exemple des 4 CCDFs fictives (1 ECCDF fictive, 3 CCDFs potentiellement issues de modèles long-termes), introduites dans la section 2.1.2 et pour lesquelles les métriques de test CPLRE et ITUE sont non discriminantes. En particulier, les Figures 2-5(b), 2-5(c) et 2-5(d) ajoutent de part et d'autre de chacune des 3 CCDFs long-termes l'écart-type $\pm\sigma_1(p)$ calculé conformément aux équations (2.15) à (2.18) pour 9 pourcentages du temps arbitrairement choisis entre $p = 0.01\%$ et 1% .

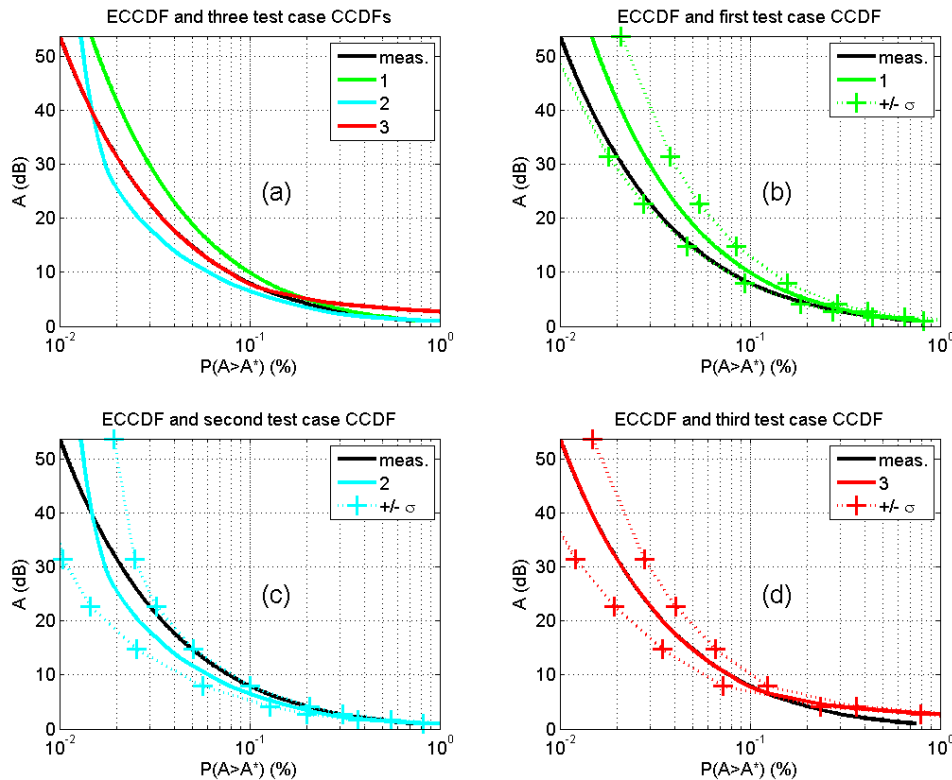


Figure 2-5 : ECCDF annuelle fictive (noir) et CCDFs issues de modèles long-termes fictifs (vert, bleu et rouge) – (a) – auxquelles sont ajoutées – (b), (c) > et (d) – les variabilités statistiques $\pm\sigma_1(p)$

Conformément aux Figures 2-5(b) et 2-5(c), l'ECCDF annuelle (courbe noire) appartient aux domaines définis par les cônes de variabilités statistiques $\pm\sigma_1(p)$ des CCDFs issues des modèles long termes (1) et (2), et ceci quel que soit le pourcentage de temps p . En effet, la Figure 2-5(b) indique que l'ECCDF annuelle est constamment en limite inférieure du domaine de variabilité $\pm\sigma_1(p)$ centré sur la CCDF issue du 1^{er} modèle long-terme. Concernant le 2^{ème} modèle de CCDF long-terme (Figure 2-5(c)), l'ECCDF flirte avec la limite supérieure du domaine de variabilité $\pm\sigma_1(p)$ aux pourcentages de temps supérieurs à 0.05%, tandis qu'aux pourcentages de temps inférieurs, l'ECCDF est clairement dans le cône de variabilité à $\pm\sigma_1(p)$. En revanche, conformément à la Figure 2-5(d), si l'ECCDF annuelle se superpose à la CCDF issue du 3^{ème} modèle long-terme pour des pourcentages de temps inférieurs à $p = 0.1\%$, l'ECCDF sort du cône de variabilité $\pm\sigma_1(p)$ associé à la CCDF (3) pour $p > 0.2\%$, i.e. sur une gamme de probabilité où le nombre de mesures annuelles est suffisant pour garantir une statistique fiable. Dans ces conditions, la définition de la nouvelle métrique doit être discriminante (à minima) vis-à-vis de la CCDF long-terme issue du modèle 3.

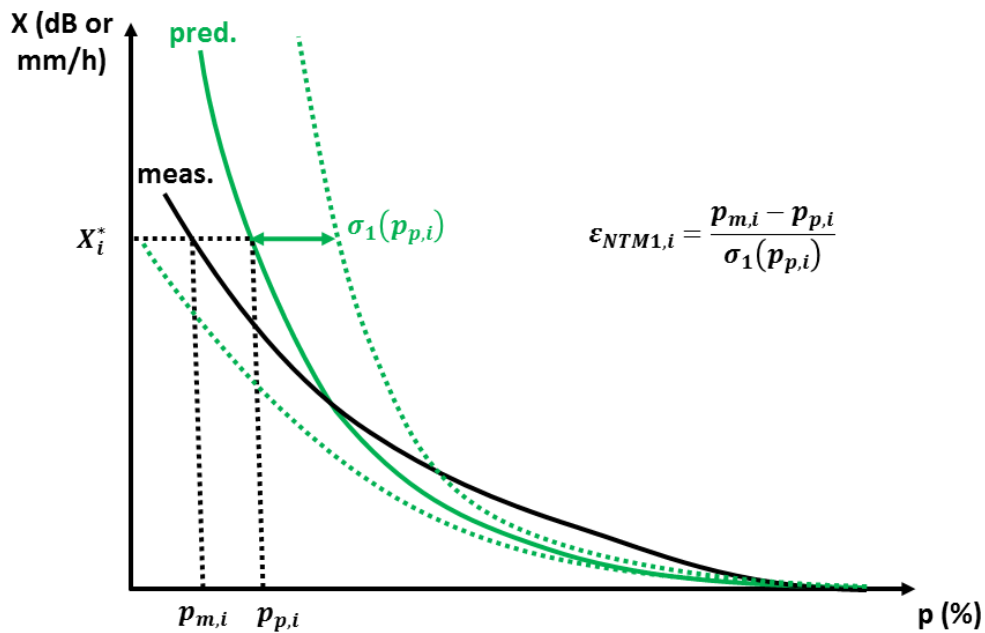


Figure 2-6 : Illustration de l'erreur du 1^{er} ordre ε_{NTM1}

Dès lors, désignant par X_i^* le niveau d'atténuation ou d'intensité de pluie, par $p_{p,i}$ la probabilité $P(X > X_i^*)$ prédite par le modèle de CCDF long-terme et par $p_{m,i}$ la probabilité $P(X > X_i^*)$ issue de l'ECCDF, nous proposons la définition de l'erreur du 1^{er} ordre ε_{NTM1} relative au niveau de probabilité $p_{m,i}$ conformément à (cf. Figure 2-6) :

$$\varepsilon_{NTM1,i} = \frac{p_{m,i} - p_{p,i}}{\sigma_1(p_{p,i})} \quad (2.19)$$

L'évaluation de $\varepsilon_{NTM1,i}$ aux N pourcentages du temps $p_{m,i} = [\dots, 0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%, \dots]$ usuellement considérés par l'UIT conduit finalement à la définition de l'erreur de 1^{er} ordre ε_{NTM1} :

$$\varepsilon_{NTM1} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{NTM1,i}^2} \quad (2.20)$$

Conformément à sa définition, l'erreur du premier ordre ε_{NTM1} pondère la pénalité à donner à un modèle de CCDF long-terme par la variabilité statistique intrinsèque aux ECCDFs. Aux forts pourcentages du temps, le nombre d'échantillons expérimentaux est important et la variance $\sigma_1(p)$ faible : le modèle de CCDF long-terme doit reproduire fidèlement l'ECCDF dérivée des mesures. À l'inverse, aux faibles pourcentages du temps, le nombre d'échantillons expérimentaux est limité : la variance statistique $\sigma_1(p)$ des mesures augmente et la pénalité est moindre.

L'apport de la métrique d'erreur ε_{NTM1} est illustré dans le Tableau 2-2 pour les 3 modèles fictifs de CCDF long-terme représentés sur le Figure 2-5(a). Ici, $N = 9$ niveaux de probabilité ont été considérés (0.01%, 0.02%, 0.03%, 0.05%, 0.1%, 0.2%, 0.3%, 0.5%, 1%).

Distribution type	CPLRE (ε_{CPLRE})	ITUE (ε_{ITUE})	NTM (ε_{NTM1})
(1)	0.41	0.56	0.69
(2)	0.43	0.56	0.69
(3)	0.45	0.56	2.05

Tableau 2-2 : Comparaison des sorties des différents métriques de test pour les 3 modèles fictifs de CCDFs long-termes représentés sur les Figures 2-2 et 2-5(a)

Conformément au Tableau 2-2, si les métriques CPLRE et ITUE classiquement utilisées par la communauté internationale sont incapables de discriminer les 3 modèles de CCDF long-termes ici considérés, la métrique d'erreur ε_{NTM1} parvient quant à elle à rejeter le modèle (3) avec une erreur de 2.05 significativement supérieure à l'erreur de 0.69 associée aux modèles (1) et (2). Ce 1^{er} résultat est encourageant : il suggère la capacité de la composante du premier ordre ε_{NTM1} à prendre en compte les variabilités statistiques des données expérimentales.

Toutefois, les valeurs renvoyées par la composante ε_{NTM1} pour les modèles de CCDF (1) et (2) sont identiques (cf. Tableau 2-2). Pourtant, ces distributions ont des comportements différents, notamment en terme de pente où une rupture peut-être observée sur la Figure 2-5(c) relative au modèle (2) aux pourcentages du temps inférieurs à 0.03%. Ce type de rupture de pente est typique de certains modèles de CCDF long-terme (notamment celui de Matricciani, cf. section 2.3). Il convient donc de compléter l'erreur du 1^{er} ordre ε_{NTM1} par une erreur ε_{NTM2} du 2nd ordre, c'est-à-dire relative aux pentes de CCDFs long-termes. C'est l'enjeu de la section suivante.

2.2.2 Variabilités statistiques du 2nd ordre des CCDFs

Nous proposons dans cette section d'évaluer les variabilités du 2nd ordre, i.e. la variabilité des pentes des ECCDFs en fonction de la durée de collecte des données. Pour ce faire, rappelant l'absence de campagnes de propagation conduites au-delà de 8 ans, et afin d'illustrer puis de quantifier l'influence de la durée de la campagne de propagation sur les variabilités du 2nd ordre des ECCDFs d'affaiblissement dû aux précipitations, nous utiliserons une nouvelle fois le générateur de séries temporelles loi mixte (modèle de canal ML).

2.2.2.1 Illustration des variances $\sigma_2^2(p_i, p_j)$ à partir du modèle de canal ML

Reconsidérons donc les ECCDFs de 1, 2, 5 et 10 ans extraites de la série temporelle d'atténuation mère générée sur 500 ans avec le modèle de canal ML (cf. section 2.2.1.1 et Figure 2-4). Pour chacune de ces ECCDFs et pour la CCDF issue des 500 ans de données synthétiques, nous définissons la pente locale conformément à :

$$s_{ij} = \frac{P(X > X_i^*) - P(X > X_j^*)}{X_i^* - X_j^*} = \frac{p_i - p_j}{X_i^* - X_j^*} \quad (2.21)$$

où X_i^* et X_j^* sont deux niveaux d'atténuation due à la pluie ou d'intensité de précipitation successifs tels que $X_i^* > X_j^*$ de sorte que $P(X > X_i^*) < P(X > X_j^*)$. Dans ces conditions, de façon similaire à la Figure 2-4, la Figure 2-7 donne une représentation des variabilités des pentes des ECCDFs en fonction du pourcentage du temps pour des durées de 1 (Figure 2-7(a)), 2 (Figure 2-7(b)), 5 (Figure 2-7(c)) et 10 ans (Figure 2-7(d)). Les pentes locales associées à la CCDF long-terme de 500 ans sont en noir. Conformément aux variabilités statistiques du 1^{er} ordre, la variabilité statistique des pentes des ECCDFs est inversement proportionnelle à la durée de l'expérimentation. En conséquence, l'écart-type $\sigma_2(p_i, p_j)$ dérivé des ECCDFs synthétiques ($\pm\sigma_2(p_i, p_j)$, en bleu sur la Figure 2-7, rapporté de part et d'autre de la CCDF long-terme) est d'autant plus faible que la durée augmente.

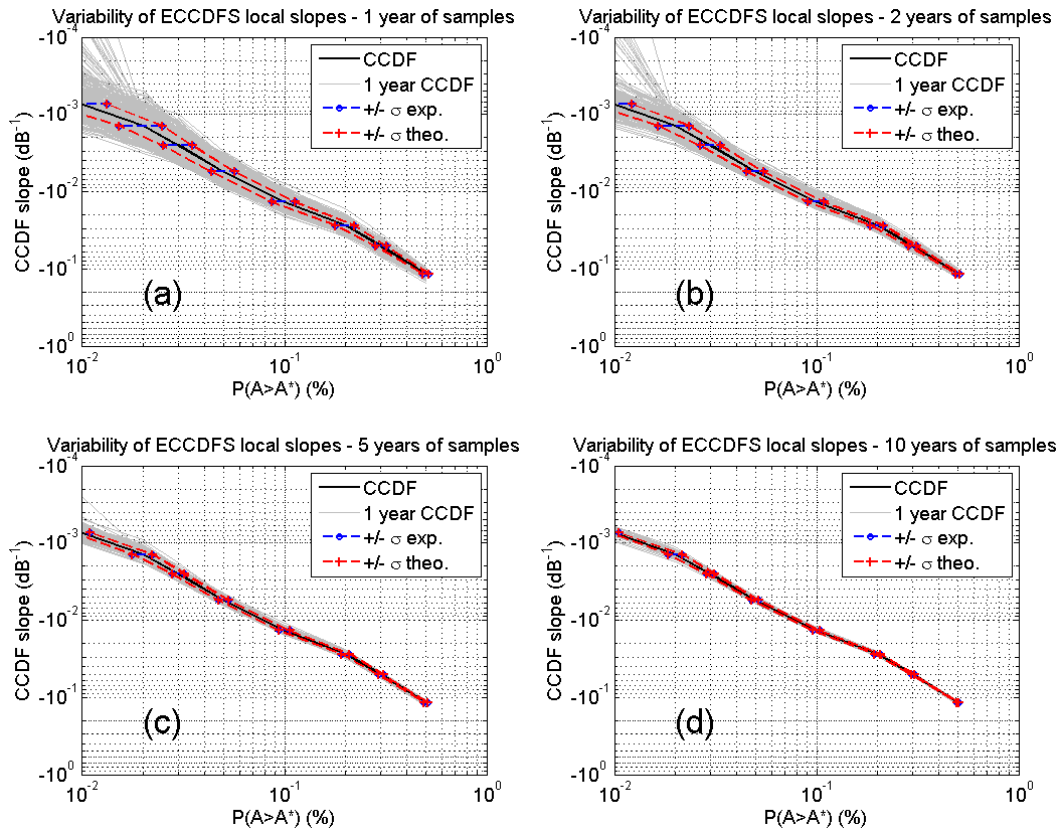


Figure 2-7 : Pentas locales des ECCDFs d'atténuation due à la pluie dérivées de 500 ans de données synthétiques à partir du modèle de canal ML ((a) un an (500 ECCDFs), (b) 2 ans (250 ECCDFs), (c) 5 ans (100 ECCDFs), (d) 10 ans (50 ECCDFs))

Il s'agit maintenant de proposer une formulation analytique de $\sigma_2^2(p_i, p_j)$ capable de reproduire les écarts-types $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ reportés sur la Figure 2-7 avant d'en définir un paramétrage expérimental.

2.2.2.2 Dérivation analytique des variances $\sigma_2^2(p_i, p_j)$

Soient deux seuils d'atténuation due à la pluie (ou d'intensité de précipitation) X_i^* et X_j^* , associés aux probabilités $\omega_M(X_i^*) = P(X > X_i^*) = p_i$ et $\omega_M(X_j^*) = P(X > X_j^*) = p_j$. Avec ces notations, conformes à la section 2.2.1.2, et supposant que $X_i^* > X_j^*$ (soit $\omega_M(X_i^*) < \omega_M(X_j^*)$), la pente locale s_{ij} entre les seuils X_i^* et X_j^* est donnée par :

$$s_{ij} = \frac{\omega_M(X_i^*) - \omega_M(X_j^*)}{X_i^* - X_j^*} \quad (2.22)$$

Conformément à la section 2.2.1, rappelant que $\omega_M(X_i^*)$ et $\omega_M(X_j^*)$ sont des variables aléatoires, il suit que la pente locale s_{ij} des ECCDFs est également une variable aléatoire dont il s'agit de déterminer la variance $\sigma_2^2(p_i, p_j)$:

$$\sigma_2^2(p_i, p_j) = \mathbb{E}[s_{ij}^2] - (\mathbb{E}[s_{ij}])^2 \quad (2.23)$$

En utilisant les notations de la section 2.2.1.2, le calcul de $(\mathbb{E}[s_{ij}])^2$ est immédiat :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[s_{ij}] &= \mathbb{E}\left[\frac{\omega_M(X_i^*) - \omega_M(X_j^*)}{X_i^* - X_j^*}\right] \\ &= \frac{1}{X_i^* - X_j^*} \mathbb{E}[\omega_M(X_i^*) - \omega_M(X_j^*)] \\ &= \frac{1}{X_i^* - X_j^*} \left(\frac{1}{M} \sum_{k=1}^M U_{X_i^*, k} - \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M U_{X_j^*, k} \right) \\ &= \frac{p_i - p_j}{X_i^* - X_j^*} \end{aligned} \quad (2.24)$$

Dès lors :

$$(\mathbb{E}[s_{ij}])^2 = \left(\frac{p_i - p_j}{X_i^* - X_j^*} \right)^2 \quad (2.25)$$

La dérivation de $\mathbb{E}[s_{ij}^2]$ est moins immédiate :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[s_{ij}^2] &= \mathbb{E} \left[\left(\frac{\omega_M(X_i^*) - \omega_M(X_j^*)}{X_i^* - X_j^*} \right)^2 \right] \\
 &= \frac{1}{(X_i^* - X_j^*)^2} \mathbb{E} \left[\left(\frac{1}{M} \sum_{k=1}^M U_{X_i^*,k} - \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M U_{X_j^*,k} \right) \left(\frac{1}{M} \sum_{l=1}^M U_{X_i^*,l} - \frac{1}{M} \sum_{l=1}^M U_{X_j^*,l} \right) \right] \\
 &= \frac{1}{M^2 (X_i^* - X_j^*)^2} \mathbb{E} \left[\sum_{k,l=1}^M U_{X_i^*,k} U_{X_i^*,l} + \sum_{k,l=1}^M U_{X_j^*,k} U_{X_j^*,l} - \sum_{k,l=1}^M U_{X_i^*,k} U_{X_j^*,l} \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{k,l=1}^M U_{X_j^*,k} U_{X_i^*,l} \right] \\
 &= \frac{1}{M^2 (X_i^* - X_j^*)^2} \sum_{k,l=1}^M \left(\mathbb{E}[U_{X_i^*,k} U_{X_i^*,l}] + \mathbb{E}[U_{X_j^*,k} U_{X_j^*,l}] - \mathbb{E}[U_{X_i^*,k} U_{X_j^*,l}] \right. \\
 &\quad \left. - \mathbb{E}[U_{X_j^*,k} U_{X_i^*,l}] \right)
 \end{aligned} \tag{2.26}$$

En posant :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}_{X_i^*, X_i^*} &= \mathbb{E}[U_{X_i^*,k} U_{X_i^*,l}] \\
 \mathbb{E}_{X_j^*, X_j^*} &= \mathbb{E}[U_{X_j^*,k} U_{X_j^*,l}] \\
 \mathbb{E}_{X_i^*, X_j^*} &= \mathbb{E}[U_{X_i^*,k} U_{X_j^*,l}] \\
 \mathbb{E}_{X_j^*, X_i^*} &= \mathbb{E}[U_{X_j^*,k} U_{X_i^*,l}]
 \end{aligned} \tag{2.27}$$

la relation (2.26) devient :

$$\mathbb{E}[s_{ij}^2] = \frac{1}{M^2 (X_i^* - X_j^*)^2} \sum_{k,l=1}^M \left(\mathbb{E}_{X_i^*, X_i^*} + \mathbb{E}_{X_j^*, X_j^*} - \mathbb{E}_{X_i^*, X_j^*} - \mathbb{E}_{X_j^*, X_i^*} \right) \tag{2.28}$$

et donc finalement :

$$\sigma_2^2(p_i, p_j) = \frac{1}{M^2 (X_i^* - X_j^*)^2} \sum_{k,l=1}^M \left(\mathbb{E}_{X_i^*, X_i^*} + \mathbb{E}_{X_j^*, X_j^*} - \mathbb{E}_{X_i^*, X_j^*} - \mathbb{E}_{X_j^*, X_i^*} \right) - \left(\frac{p_i - p_j}{X_i^* - X_j^*} \right)^2 \tag{2.29}$$

En posant également, sous l'hypothèse de stationnarité des processus $U_{X_i^*,k}$, de la même façon que pour la relation (2.14) :

$$C_{X_i^*} = C_{X_i^*}((k-l)\Delta t, p_i) = \frac{\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_i^*,l}] - \mathbb{E}[U_{X_i^*,k}]^2}{\sigma_{U_{X_i^*}}^2} \quad (2.30)$$

et :

$$C_{X_i^*X_j^*} = C_{X_i^*X_j^*}((k-l)\Delta t, p_i, p_j) = \frac{\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_j^*,l}] - \mathbb{E}[U_{X_i^*,k}]\mathbb{E}[U_{X_j^*,l}]}{\sigma_{U_{X_i^*}}\sigma_{U_{X_j^*}}} \quad (2.31)$$

avec, par définition (cf. 2.2.1.2), $\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}] = p_i$ ($\mathbb{E}[U_{X_j^*,k}] = p_j$) et $\sigma_{U_{X_i^*}} = \sqrt{p_i(1-p_i)}$ ($\sigma_{U_{X_j^*}} = \sqrt{p_j(1-p_j)}$). En utilisant les mêmes notations que celles déployées dans la section 2.2.1.2, la relation (2.29) peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \sigma_2^2(p_i, p_j) = & \frac{1}{M^2(X_i^* - X_j^*)^2} \left[\sigma_{X_i^*}^2 \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_i^*} \right) \right. \\ & + \sigma_{X_j^*}^2 \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_j^*} \right) \\ & - \sigma_{X_i^*}\sigma_{X_j^*} \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_i^*X_j^*} \right) \\ & - \sigma_{X_j^*}\sigma_{X_i^*} \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_j^*X_i^*} \right) \Big] \\ & - \left(\frac{p_i - p_j}{X_i^* - X_j^*} \right)^2 \end{aligned} \quad (2.32)$$

Enfin, du fait de la symétrie de la fonction de corrélation :

$$\begin{aligned} \sigma_2^2(p_i, p_j) = & \frac{1}{M^2(X_i^* - X_j^*)^2} \left[\sigma_{X_i^*}^2 \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_i^*} \right) \right. \\ & + \sigma_{X_j^*}^2 \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_j^*} \right) \\ & - 2\sigma_{X_i^*}\sigma_{X_j^*} \left(N \sum_{k=-M+1}^{M-1} \left(1 - \frac{|k|}{M} \right) C_{X_i^*X_j^*} \right) \Big] \\ & - \left(\frac{p_i - p_j}{X_i^* - X_j^*} \right)^2 \end{aligned} \quad (2.33)$$

Si la relation (2.33) permet de calculer les variabilités statistiques du second ordre $\sigma_2^2(p_i, p_j)$, il est nécessaire d'avoir accès, de la même manière que pour le calcul des variabilités du premier ordre $\sigma_1^2(p)$ (relation (2.15)), aux différentes valeurs des coefficients de corrélation $C_{X_i^*}$, $C_{X_j^*}$ et $C_{X_i^*X_j^*}$. Si la méthodologie proposée dans [Jeannin et al., 2013] s'appuie sur une décomposition en polynômes d'Hermite pour le calcul des coefficients C_{X^*} , un autre procédé sera utilisé ici. En se basant sur les propriétés statistiques du générateur utilisé pour produire les 500 ans de séries temporelles dont les CCDFs sont présentées sur la Figure 2-4, il est en effet possible de reformuler les variables $\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_i^*,l}]$, $\mathbb{E}[U_{X_j^*,k}U_{X_j^*,l}]$ et $\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_j^*,l}]$ intervenant dans les calculs des coefficients $C_{X_i^*}$, $C_{X_j^*}$ et $C_{X_i^*X_j^*}$ (relation (2.30) et (2.31)). Pour rappel, ces séries temporelles ont été générées en utilisant le modèle ML [Boulanger et al., 2013 (1)], avec $P_{0,A} = 5.48\%$, $m_{\ln(A),c} = 0.96$ et $\sigma_{\ln(A),c} = 1.10$ et $\beta^{-1} = 4340s$. La variable $\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_i^*,l}]$ de la relation (2.30) permettant de calculer le coefficient $C_{X_i^*}$ (et par symétrie le coefficient $C_{X_j^*}$) s'expriment par [Boulanger et al., 2013 (1)] :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_i^*,l}] &= 2 \int_{\sqrt{2}G_{X_i^*}}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{u^2}{2(1+c_G(\Delta t))}}}{\sqrt{2\pi(1+c_G(\Delta t))}} du \\ &\times \int_0^{u-\sqrt{2}G_{X_i^*}} F\left(\frac{u+v}{\sqrt{2}}\right) F\left(\frac{u-v}{\sqrt{2}}\right) \frac{e^{-\frac{u^2}{2(1+c_G(\Delta t))}}}{\sqrt{2\pi(1+c_G(\Delta t))}} dv \end{aligned} \quad (2.34)$$

avec :

$$F(x) = \exp\left(\sigma_{\ln A_c} \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1}\left(\frac{\operatorname{erfc}\left(\frac{x}{\sqrt{2}}\right)}{\omega_M(X_i^*)}\right) + m_{\ln A_c}\right) \quad (2.35)$$

$$G_{X_i^*} = \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1}(2\omega_M(X_i^*)) = \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1}(2p_i) \quad (2.36)$$

$$c_G(\Delta t) = e^{-\beta|\Delta t|} \quad (2.37)$$

Enfin, le terme $\mathbb{E}[U_{X_i^*,k}U_{X_j^*,l}]$ intervenant dans le calcul du coefficient $C_{X_i^*X_j^*}$ (relation (2.31)) s'exprime par [Boulanger et al., 2013 (1)] :

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[U_{X_i^*,k} U_{X_j^*,l} \right] &= 2 \int_{\sqrt{2}G_{X_i^*}}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{u^2}{2(1+c_G(\Delta t))}}}{\sqrt{2\pi(1+c_G(\Delta t))}} du \\ &\times \int_0^{u-\sqrt{2}G_{X_j^*}} F\left(\frac{u+v}{\sqrt{2}}\right) F\left(\frac{u-v}{\sqrt{2}}\right) \frac{e^{-\frac{u^2}{2(1+c_G(\Delta t))}}}{\sqrt{2\pi(1+c_G(\Delta t))}} dv \end{aligned} \quad (2.38)$$

Il devient alors possible de calculer complètement la variance d'estimation du second ordre $\sigma_2^2(p_i, p_j)$. En utilisant ce formalisme pour calculer les domaines de variabilités $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ des pentes locales associées aux différentes ECCDFs artificielles utilisées jusqu'à maintenant (en rouge sur la Figure 2-7), ces différents domaines se superposent une nouvelle fois aux domaines de variabilités calculés directement à partir des données (en bleu sur la Figure 2-7), validant ainsi la validité de l'équation (2.33) et l'ensemble du formalisme associé. Toutefois, et comme ce fut le cas pour les variances du premier ordre $\sigma_1^2(p)$, la dérivation des fonctions de corrélation $C_{X_i^*}$, $C_{X_j^*}$ et $C_{X_i^*X_j^*}$ est spécifique au modèle de canal ML. Aussi, il est nécessaire de proposer un paramétrage expérimental de $C_{X_i^*X_j^*}$, le paramétrage des fonctions $C_{X_i^*}$ et $C_{X_j^*}$ ayant déjà été formulé dans [Boulanger et al., 2013 (2)] et rappelé dans la section 2.2.1.3 (relations (2.16) à (2.18)).

2.2.2.3 Paramétrage expérimental des variances $\sigma_2^2(p_i, p_j)$

La variation des pentes $\sigma_2^2(p_i, p_j)$ requiert donc l'évaluation expérimentale de la fonction d'intercorrélation $C_{X_i^*X_j^*}$ selon une approche similaire à celle proposée par [Boulanger et al., 2013 (2)] et rappelée en section 2.2.1.3. Ainsi, les bases de données utilisées dans cette section pour le paramétrage de $C_{X_i^*X_j^*}$ sont strictement identiques à celles présentées en section 2.2.1.3. Chacune des séries temporelles expérimentales (d'atténuation ou d'intensité de pluie) est convertie en séries temporelles binaires de processus de Bernoulli $U_{X^*}(t)$, toujours pour 9 seuils correspondant aux pourcentages de temps $\mathbf{p}_m = [0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$. Les séries temporelles $U_{X^*}(t)$ étant extraites, les fonctions d'intercorrélation $C_{X_i^*X_j^*}$ sont ensuite calculées pour chaque jeu de données pour l'ensemble des 9 seuils considérés. La Figure 2-10 représente les fonctions d'intercorrélation ainsi obtenues à partir des différents jeux de données d'atténuation due à la pluie pour les processus binaires correspondant aux pourcentages de temps de 0.05% à 1% et de 0.5% à 1%.

Conformément aux Figures 2-8(a) et 2-8(b), les différentes fonctions d'intercorrélation ont des comportements similaires uniquement pour des intervalles de temps $|\Delta t|$ inférieurs à environ 1000 secondes (valeurs d'intercorrélation supérieures à 0.8). Au-delà, les comportements diffèrent, probablement en lien avec la climatologie locale. Ainsi, les données de propagation collectées à Spino D'Adda présentent les corrélations les plus importantes, tandis que celles de Darmstadt présentent les corrélations les plus basses. Cette observation est probablement liée à la nature plus convective des événements précipitants sur Spino D'Adda par rapport à Darmstadt, en cohérence avec les statistiques expérimentales détaillées dans [Paraboni et al., 2002], [Riva, 2004] et [Lemorton et al., 2008]. Quoi qu'il en soit, l'analyse est complexe et requiert des informations météorologiques spécifiques à chacun des sites.

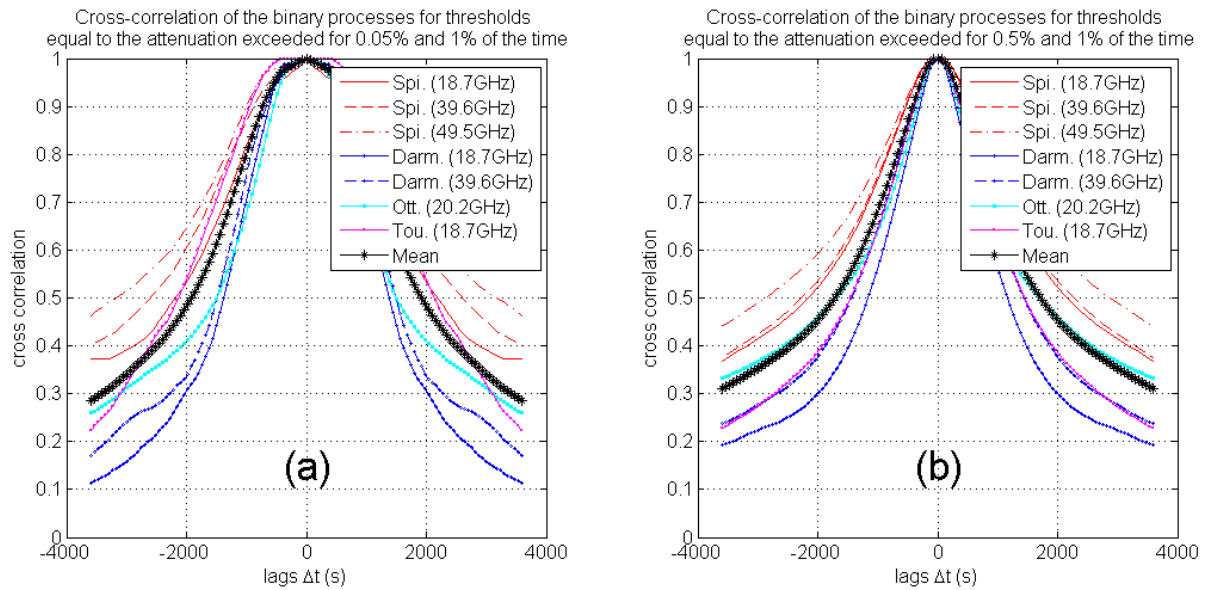


Figure 2-8 : Fonctions d'intercorrélation $C_{X_i^* X_j^*}$ dérivées des différents jeux de données d'atténuation due à la pluie sur les processus binaires correspondants aux pourcentages de temps (a) de 0.05% à 1% et (b) de 0.5% à 1% sur une fenêtre ± 3600 secondes

Aussi, une approche pragmatique est proposée, similaire à celle conduite dans [Boulanger et al., 2013 (2)]. Elle consiste en une régression de l'ensemble des fonctions d'intercorrélation moyennes extraites des bases de données d'atténuation due à la pluie et d'intensité de précipitation listés au début de la section 2.2.1.3, et ce pour chaque couple de probabilité $\{p_i, p_j\}$ du vecteur de pourcentages de temps $\mathbf{p}_m = [0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$. Un travail d'optimisation conduit finalement à la formulation :

$$C_{X_i^* X_j^*} = C_{X_i^* X_j^*}(\Delta t, p_i, p_j) = e^{-a|\Delta t|^b} \quad (2.39)$$

avec :

$$b = b_1 \ln(p_i) + b'_1 \ln(p_j) + b_2 \quad (2.40)$$

où :

$$\begin{cases} a = 0.0013 \\ b_1 = -0.1189 \\ b'_1 = -0.0688 \\ b_2 = 0.5086 \end{cases} \quad (2.41)$$

et toujours avec $p_i = P(X > X_i^*)$ et $p_j = P(X > X_j^*)$. La Figure 2-9 présente une comparaison des coefficients d'intercorrélation $C_{X_i^* X_j^*}$ dérivés du paramétrage proposé (relations (2.39) à (2.41)) avec les coefficients dérivés à partir des données expérimentales d'affaiblissement dû aux précipitations (Figure 2-9(a)) et d'intensité de pluie (Figure 2-9(b)). Trois couples de pourcentages de temps sont testés ($\{0.01\%, 0.02\%\}$, $\{0.1\%, 0.2\%\}$ et $\{0.5\%, 1\%\}$) et, pour chaque cas de figure, le paramétrage proposé semble offrir de bons résultats.

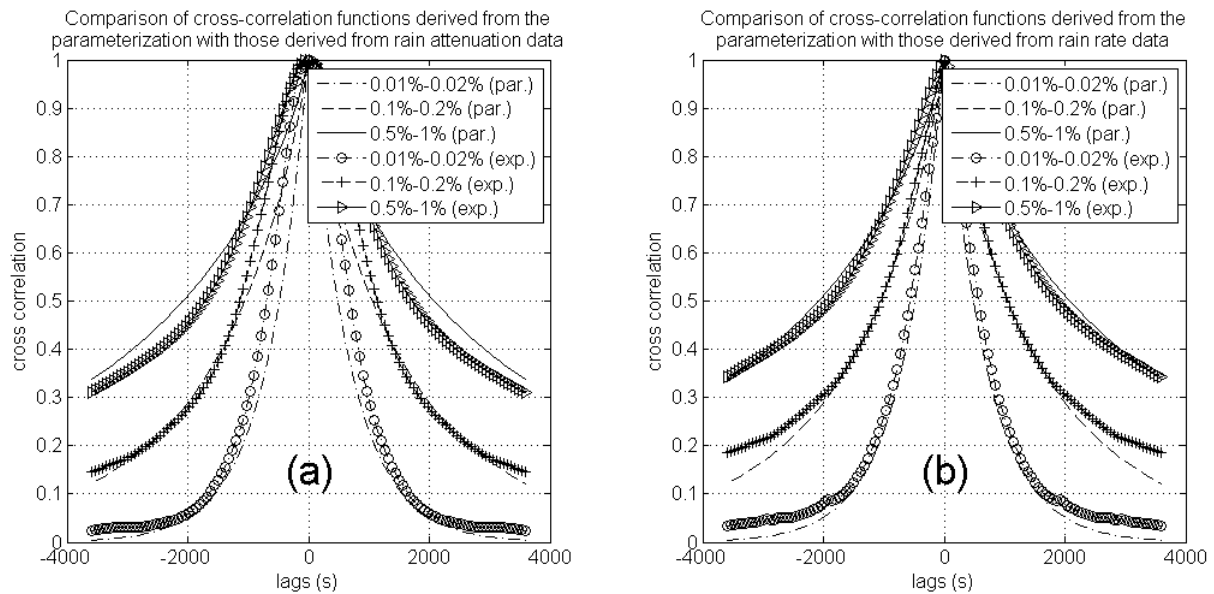


Figure 2-9 : Comparaison des coefficients d'intercorrélation $C_{X_i^* X_j^*}$ dérivés du paramétrage proposé (relations (2.39) à (2.41)) avec les coefficients dérivés expérimentalement pour les données d'atténuation due à la pluie (a) et d'intensité de précipitation (b)

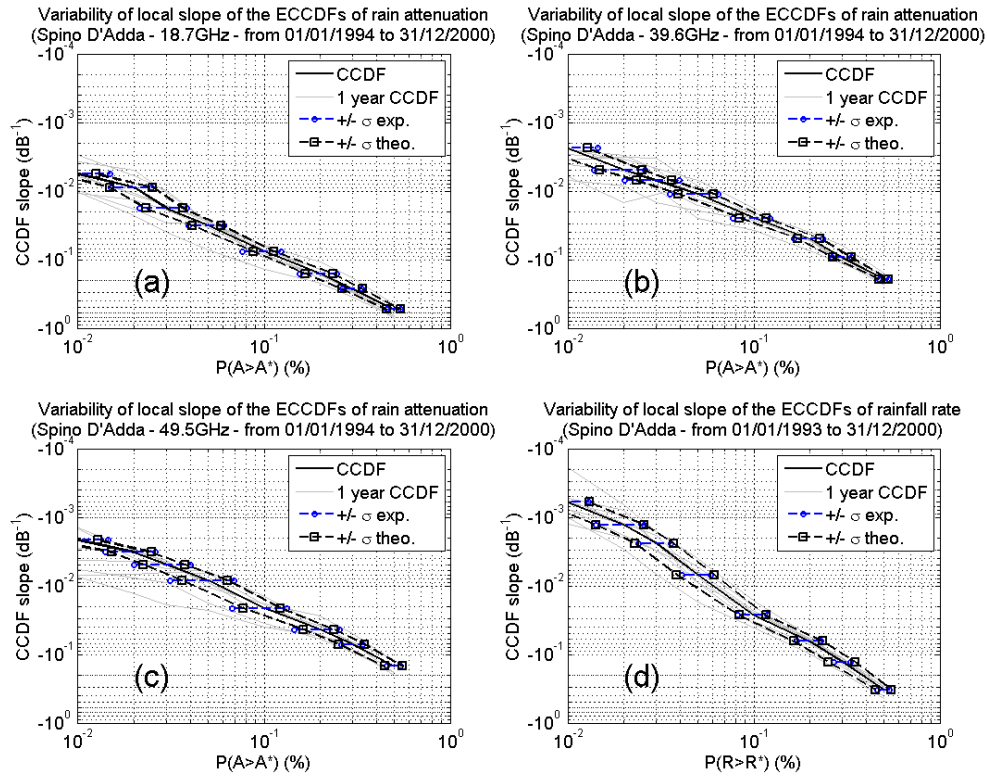


Figure 2-10 : Pentés locales des ECCDFs d'atténuation due à la pluie à (a) 18.7 GHz, (b) 39.6 GHz et (c) 49.5 GHz et (d) d'intensité de précipitation dérivées à partir de la campagne de mesure ITALSAT à Spino D'Adda

La formulation (2.39) de la fonction d'intercorrélation $C_{X_i^* X_j^*}$ est alors introduite dans l'équation (2.33) pour évaluer les variances des pentes $\sigma_2^2(p_i, p_j)$. Les écarts-types théoriques $\sigma_2(p_i, p_j)$ ainsi obtenus sont alors comparés aux écarts-types expérimentaux dérivés des ECCDFs d'atténuation due à la pluie et d'intensité de précipitation issues des données de propagation et pluviométriques recueillies sur le site de Spino D'Adda (cf. Figure 2-10). L'utilisation de cette base de données est justifiée par son volume : 7 ans de données d'atténuation due à la pluie à 18.7, 39.6 et 49.5 GHz du 01/01/1994 au 31/12/2000 [Paraboni et al., 2002][Riva, 2004], et 8 ans de mesures d'intensité de précipitation du 01/01/1993 au 31/12/2000 [Paraboni et al., 2002]. Selon une méthodologie identique à celle mise en œuvre section 2.2.2.1 à partir des séries temporelles synthétiques, les pentes locales des 7 ou 8 ECCDFs annuelles et de la CCDF long-terme (7 ou 8 ans) sont dérivées et sont représentées sur la Figure 2-10 (2-10(a), 2-10(b) et 2-10(c) pour l'atténuation due à la pluie, 2-10(d) pour l'intensité de précipitation). Les variabilités du second ordre $\pm \sigma_2(p_i, p_j)$ expérimentales et issues de la formulation (2.33) et du paramétrage (2.39) à (2.41) sont ajoutées de part et d'autre de la CCDF long-terme. Conformément à la Figure 2-10, l'adéquation entre les écarts-types du 2nd ordre $\pm \sigma_2(p_i, p_j)$ expérimentaux et modélisés est raisonnable et est comparable à

celle rencontrée dans [Boulanger et al., 2013 (2)] lors de la confrontation des écarts-types du 1^{er} ordre $\pm\sigma_1(p)$ expérimentaux et modélisées.

2.2.2.4 Définition de la composante du 2nd ordre ε_{NTM2} de la nouvelle métrique de test

Avant de définir la métrique d'erreur du 2nd ordre ε_{NTM2} , revenons sur l'exemple des 4 CCDFs fictives (1 ECCDF fictive, 3 CCDFs potentiellement issues de modèles long-termes), introduites dans la section 2.1.2 (cf. Figures 2-2 et 2-5) pour lesquelles la nouvelle métrique d'erreur du 1^{er} ordre ε_{NTM1} s'est avérée non discriminante vis-à-vis des modèles de CCDFs long-termes (1) et (2) conformément aux conclusions de la Section 2.2.1.4. En particulier, les Figure 2-11(b), 2-11(c) et 2-11(d) représentent l'écart-type $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ des pentes des distributions calculé conformément aux équations (2.33), (2.39), (2.40) et (2.41) pour 8 pourcentages du temps $p_m = [0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$.

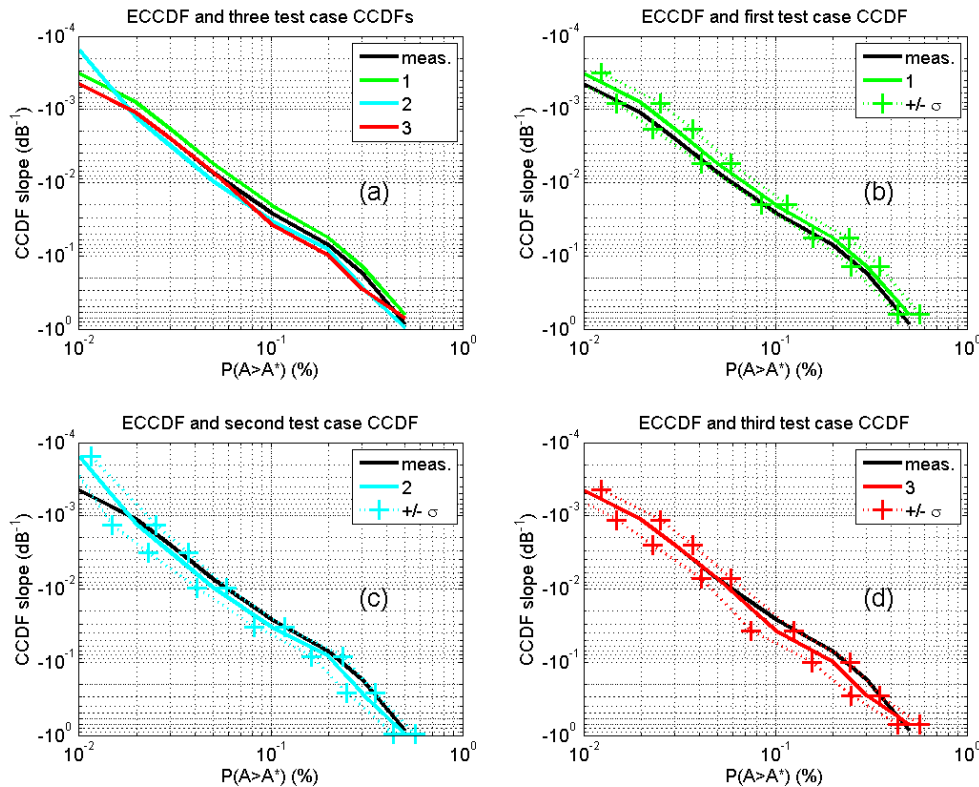


Figure 2-11 : Représentation des pentes locales et des cônes de variabilités inter-annuels du second ordre pour les 3 distributions types testées dans cette étude

Conformément aux Figures 2-11(b) et 2-11(d), les pentes locales de l'ECCDF annuelle (courbe noire) appartiennent aux domaines définis par les cônes de variabilités statistiques $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ de part et d'autre des distributions issues des modèles long-termes (1) et (3), et ceci quel que soit le pourcentage de temps p . En effet, la Figure 2-11(b) indique que les pentes de l'ECCDF annuelle sont constamment en limite inférieure du domaine de variabilité $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ centré sur la CCDF issue du 1^{er} modèle long-terme. Concernant le 3^{ème} modèle de CCDF long-terme (Figure 2-11(d)), l'ECCDF des pentes se superpose à celle issue du modèle (3) sur la gamme de probabilité [0.01%, 0.06%] puis flirte avec la limite supérieure du domaine de variabilité $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ aux pourcentages de temps supérieurs à 0.06%. En revanche, conformément à la Figure 2-11(c), les pentes locales de l'ECCDF annuelle sortent du cône de variabilité $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ associé à la CCDF du modèle (2) pour 0.01% du temps. Si ce comportement n'est apparent qu'aux plus faibles pourcentages du temps, nous verrons qu'il est toutefois suffisant pour définir une métrique d'erreur du 2nd ordre ε_{NTM2} discriminante vis-à-vis du modèle (2) (cf. Tableau 2-3 ci-après).

Désignant par $\mathbf{s}_m = (s_{m,j})_{j \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket}$ les pentes locales d'une distribution expérimentale et par $\mathbf{s}_p = (s_{p,j})_{j \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket}$ les pentes locales d'une distribution issue d'un modèle définies conformément à (2.21) :

$$s_{m,j} = \frac{p_{m,j} - p_{m,j+1}}{X_j^* - X_{j+1}^*} \quad (2.42)$$

$$s_{p,j} = \frac{p_{p,j} - p_{p,j+1}}{X_j^* - X_{j+1}^*} \quad (2.43)$$

où X_j^* est le seuil correspondant à la probabilité $p_{m,j} = P(X_m > X_j^*)$ extrait de l'ECCDF et $p_{p,j} = P(X_p > X_j^*)$ la probabilité associée au seuil X_j^* extrait de la CCDF long-terme prédite par le modèle. Dans ces conditions, l'erreur du 2nd ordre $(\varepsilon_{NTM2,j})_{j \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket}$ est définie par (cf. Figure 2-12) :

$$\varepsilon_{NTM2,j} = \frac{s_{m,j} - s_{p,j}}{\sigma_2(p_{p,j}, p_{p,j+1})} \quad (2.44)$$

où $(\sigma_2(p_{p,j}, p_{p,j+1}))_{j \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket}$ est la variance d'estimation du second ordre donnée par les équations (2.33), (2.39), (2.40) et (2.41). L'évaluation de $\varepsilon_{NTM2,j}$ aux N pourcentages de temps $\mathbf{p}_m = [\dots, 0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%, \dots]$

usuellement considérés par l'UIT conduit finalement à la définition de l'erreur de 2nd ordre ε_{NTM2} :

$$\varepsilon_{NTM2} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^{N-1} \varepsilon_{NTM2,j}^2} \quad (2.45)$$

L'apport de la métrique d'erreur ε_{NTM2} est illustré dans le Tableau 2-3 pour les 3 modèles fictifs de CCDF long-terme représentés sur les Figures 2-2 et 2-5. Ici, $N = 8$ niveaux de probabilités ont été considérés ($\mathbf{p}_m = [0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$).

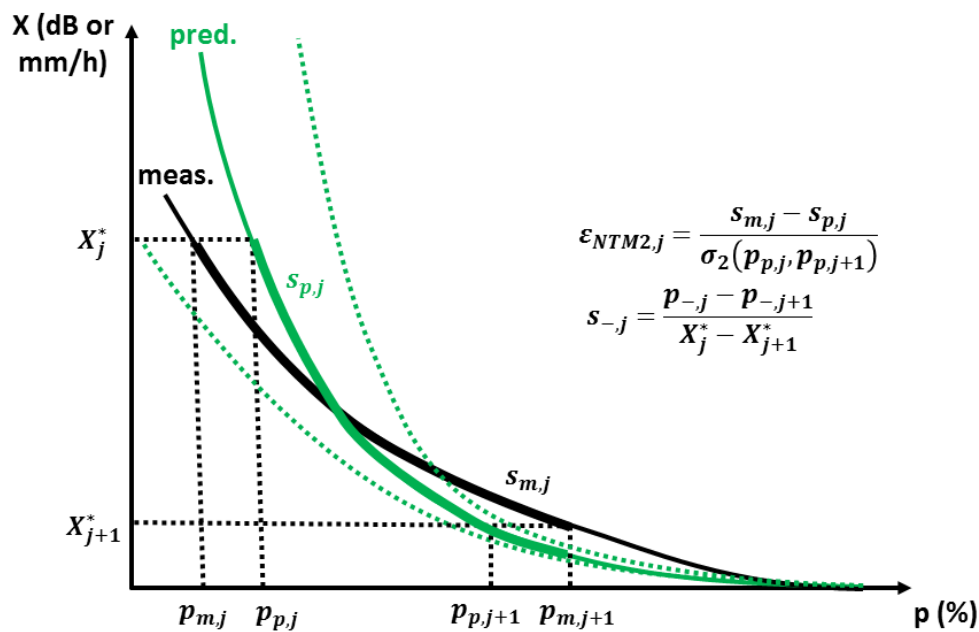


Figure 2-12 : Illustration de l'erreur du 2nd ordre ε_{NTM2}

Distribution type	CPLRE (ε_{CPLRE})	ITUE (ε_{ITUE})	NTM		
			ε_{NTM1}	ε_{NTM2}	$\sqrt{\varepsilon_{NTM1}^2 + \varepsilon_{NTM2}^2}$
(1)	0.41	0.56	0.69	0.39	0.79
(2)	0.43	0.56	0.69	5.58	5.62
(3)	0.45	0.56	2.05	0.89	2.23

Tableau 2-3 : Comparaisons des sorties des différentes métriques de test pour les 3 modèles fictifs de CCDFs long-termes représentés sur les Figures 2-2 et 2-5

Conformément au Tableau 2-3, l'erreur ε_{NTM2} associée au modèle long-terme (2) est de 5.58, en d'autres termes une valeur significativement supérieure à celles de 0.39 et 0.89 respectivement associées aux modèles (1) et (3). En conséquence, l'ajout de la seconde métrique d'erreur ε_{NTM2} complète la métrique ε_{NTM1} et permet, comme recherché, une discrimination des modèles (1) et (2).

Le Tableau 2-3 propose également la combinaison des métriques d'erreur du 1^{er} et du 2nd ordre ε_{NTM1} et ε_{NTM2} pour finalement définir la métrique $\varepsilon_{NTM} = \sqrt{\varepsilon_{NTM1}^2 + \varepsilon_{NTM2}^2}$. Celle-ci conduit à considérer le modèle de CCDF long-terme (1) comme le plus performant, avec une erreur de 0.79. Le modèle (3) suit, avec une erreur ε_{NTM} de 2.23, tandis que le modèle (2) apparaît comme le moins performant avec $\varepsilon_{NTM} = 5.62$. Cette hiérarchie souligne :

- l'incapacité du modèle (3) à reproduire l'ECCDF aux forts pourcentages du temps ($\varepsilon_{NTM1} = 2.05$) alors que le nombre d'échantillons expérimentaux est significatif (i.e. faible variance du 1^{er} ordre $\sigma_1^2(p)$) ;
- l'incapacité du modèle (2) à reproduire la courbure (ou la pente) de l'ECCDF malgré la prise en compte de ses variabilités (variance du 2nd ordre $\sigma_2^2(p_i, p_j)$), observation qui doit impérativement conduire à déclasser ce modèle au profit du modèle (1) du fait d'une rupture de pente irréaliste.

En conséquence, à la différence des métriques de tests CPLRE et ITUE classiquement utilisées par la communauté internationale pour classer les modèles statistiques d'atténuation due à la pluie, la nouvelle métrique de test ε_{NTM} est clairement discriminante vis-à-vis des 3 modèles de CCDFs long-termes ici considérés. En particulier, s'agissant de comparer des modèles de CCDFs long-termes avec des ECCDFs collectées sur quelques mois ou quelques années, la nouvelle métrique de test intègre les variabilités statistiques inhérentes à la durée de la campagne de mesure. Toutefois, l'analyse a ici été conduite sur 4 CCDFs fictives (1 ECCDF supposée dériver de mesures sur 1 année et 3 CCDFs supposées dériver de modèles long-termes). Il s'agit donc maintenant de mettre en œuvre la nouvelle métrique de test sur un cas concret de classement de modèle de CCDFs long-termes par rapport à des ECCDFs.

2.3 Application de la nouvelle métrique de test sur des ECCDFs

Cinq modèles classiques de CCDFs long-termes détaillés dans [COST 255, 2002] ont été implémentés :

- le modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] (en utilisant pour valeur du taux de précipitation $R_{0.01}$ dépassé pour 1%

d'une année moyenne la valeur issue de la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6] ;

- le modèle à deux composantes de Crane (*Crane Two Components*, Crane TC) [Crane, 1985] ;
- le modèle EXCELL [Capsoni et al., 1987] ;
- le modèle EXCELL-SC [Capsoni et al., 2009] ;
- le modèle de Matricciani [Matricciani, 1993][Matricciani, 1994].

Étant donné que les modèles de Crane TC, EXCELL, EXCELL-SC et de Matricciani doivent notamment s'appuyer en entrées sur des statistiques d'intensité de précipitation, on utilise le modèle intégré à la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6] pour alimenter ces modèles.

La capacité de ces 5 modèles statistiques à reproduire les ECCDFs entre 0.01% et 1% du temps est évaluée. Pour ce faire, nous considérons la base de données ITALSAT, issue de la campagne de propagation conduite à Spino D'Adda (Italie, 45.40°N, 9.50°E) entre le 01/01/1994 et le 31/12/2000 aux fréquences de 18.7 GHz et 39.6 GHz avec le satellite géostationnaire ITALSAT (13.2°E) [Paraboni et al., 2002][Riva, 2004]. Le choix de cette base de données est dicté par la durée de l'expérimentation, par le nombre de fréquences et par la qualité des données produites, ainsi que par l'expérience de l'ONERA dans son exploitation.

Par ailleurs, si des mesures d'atténuation à 49.5 GHz ont également été recueillies durant cette campagne, l'ECCDF résultante atteint le niveau de saturation du récepteur pour des pourcentages de temps proches de 0.05% du temps [Paraboni et al., 2002][Riva, 2004], empêchant d'effectuer un travail de comparaison jusqu'à 0.01% du temps. Les données liées à cette fréquence ne sont donc pas utilisées ici.

Il s'agira alors dans un premier temps d'évaluer la capacité des 5 modèles à reproduire l'ECCDF dérivée des 7 ans de mesures. Pour ce faire, les métriques CPLRE, ITUE et NTM seront utilisées afin de comparer l'indice de performance renvoyé par chacune d'elles. Dans un second temps, il s'agira de déterminer si la nouvelle métrique est capable d'anticiper cette hiérarchie en considérant des durées d'expérimentation réduites (i.e. quelques années conformément à la durée de la majorité des campagnes de propagation).

2.3.1 Résultats à partir de l'ECCDF dérivée des 7 ans de mesures ITALSAT

La Figure 2-13 présente les ECCDFs dérivées des 7 années de mesures à 18.7 GHz (2-13(a)) et à 39.6 GHz (2-13(b)) ainsi que les CCDFs issues des 5 modèles long-termes considérés (ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12], Crane TC [Crane, 1985], EXCELL [Capsoni et al., 1987], EXCELL-SC [Capsoni et al., 2009] et Matricciani [Matricciani, 1993][Matricciani, 1994]).

Les Tableaux 2-4 et 2-5 compilent les valeurs renvoyées par les métriques CPLRE, ITUE et NTM définies dans les sections précédentes. Les divers niveaux de probabilité $(p_{m,i})_{i \in \llbracket 1, N \rrbracket}$ considérés sont [0.01%, 0.02%, 0.03%, 0.05%, 0.1%, 0.2%, 0.3%, 0.5%, 1%].

Un rapide examen des Figures 2-13(a) et 2-13(b) suggère que les modèles long-termes de CCDFs les plus pertinents vis-à-vis des ECCDFs semblent être les modèles ITU-R P.618-12, EXCELL et EXCELL-SC. Pour une fréquence de 39.6 GHz, ces trois modèles renvoient par ailleurs des distributions très proches entre elles. En revanche, le modèle de Crane TC surestime significativement les ECCDFs dérivées des mesures à 18.7 et 39.6 GHz. Quant au modèle de Matricciani, il semble incapable de reproduire les ECCDFs tant en terme de niveau d'atténuation qu'en terme de pente des distributions.

Cette première analyse visuelle est confirmée par les diverses métriques de test. En effet, conformément aux Tableaux 2-4 et 2-6, les métriques CPLRE et ITUE actuellement préconisées renvoient des hiérarchies identiques, qui évoluent à la marge selon la fréquence. Plus précisément, conformément au Tableau 2-4 relatif à la fréquence de 18.7 GHz, les indices de performance CPLRE et ITUE conduisent au classement, en termes de précision, $\text{EXCELL} > \text{ITU-R P.618-12} > \text{EXCELL-SC} > \text{Crane TC} > \text{Matricciani}$. À 39.6 GHz, la hiérarchie des CCDFs issus des modèles EXCELL et ITU-R P.618-12 s'inversent et le classement devient $\text{ITU-R P.618-12} > \text{EXCELL} > \text{EXCELL-SC} > \text{Crane TC} > \text{Matricciani}$. Toutefois, aux deux fréquences, le classement des trois premiers modèles reposent sur des valeurs d'erreur CPLRE et ITUE très proches.

Avec la nouvelle métrique de test, le classement des modèles est identique aux deux fréquences et donne $\text{EXCELL} > \text{EXCELL-SC} > \text{ITU-R P.618-12} > \text{Crane TC} > \text{Matricciani}$. Si la hiérarchie change quelque peu par rapport à celle issue de la mise en œuvre des erreurs CPLRE et ITUE, les valeurs renvoyées sont proches : l'introduction de ε_{NTM} ne bouleverse donc pas l'ordre établi par les métriques de test CPLRE et ITUE conventionnellement utilisées par la communauté.

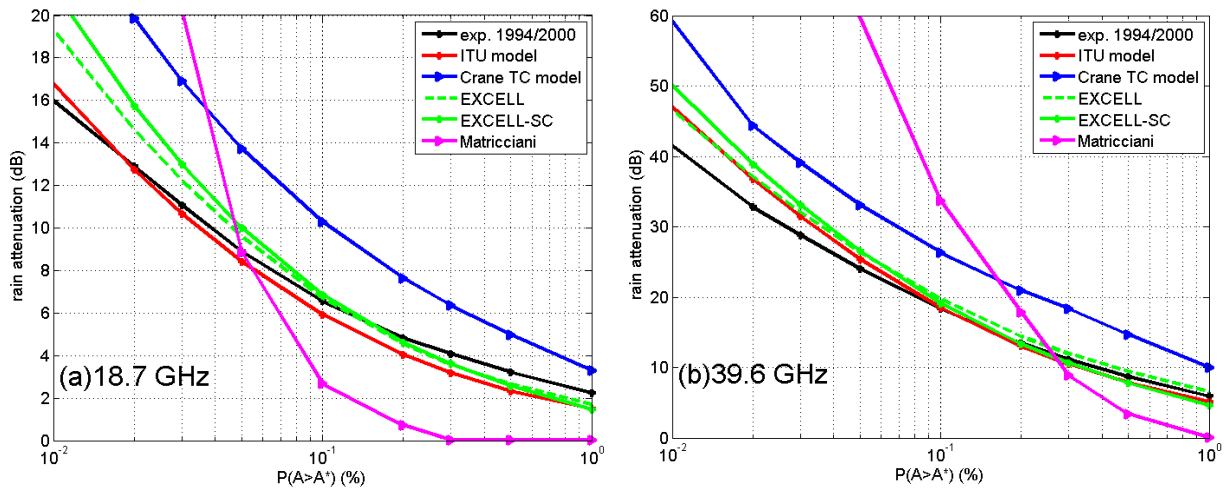


Figure 2-13 : ECCDF d'atténuation due à la pluie de la liaison Spino D'Adda/ITALSAT à 18.7 GHz (a) et 39.6 GHz (b) dérivées de l'ensemble des mesures collectées entre 1994 et 2000 et CCDFs issues des 5 modèles long-termes considérées

Modèle	CPLRE (ϵ_{CPLRE})	ITUE (ϵ_{ITUE})	NTM		
			ϵ_{NTM1}	ϵ_{NTM2}	$\sqrt{\epsilon_{NTM1}^2 + \epsilon_{NTM2}^2}$
ITU-R P.618-12	0.18 (2)	0.17 (2)	5.38	3.48	6.41 (3)
Crane TC	0.56 (4)	0.40 (4)	7.08	1.79	7.30 (4)
EXCELL	0.14 (1)	0.13 (1)	3.15	3.59	4.77 (1)
EXCELL-SC	0.21 (3)	0.20 (3)	3.83	4.10	5.61 (2)
Matricciani	1.69 (5)	2.91 (5)	9.94	13.81	17.01 (5)

Tableau 2-4 : Valeurs renvoyées par les métriques de test pour les données ITALSAT pluriannuelles (7 ans) à 18.7 GHz (les valeurs entre parenthèses renvoient au classement par métrique)

Modèle	CPLRE (ϵ_{CPLRE})	ITUE (ϵ_{ITUE})	NTM		
			ϵ_{NTM1}	ϵ_{NTM2}	$\sqrt{\epsilon_{NTM1}^2 + \epsilon_{NTM2}^2}$
ITU-R P.618-12	0.09 (1)	0.09 (1)	1.81	2.15	2.81 (3)
Crane TC	0.53 (4)	0.41 (4)	7.51	0.77	7.55 (4)
EXCELL	0.10 (2)	0.10 (2)	2.01	1.01	2.24 (1)
EXCELL-SC	0.14 (3)	0.14 (3)	2.41	1.38	2.78 (2)
Matricciani	1.00 (5)	5.78 (5)	14.74	9.62	17.60 (5)

Tableau 2-5 : Valeurs renvoyées par les métriques de test pour les données ITALSAT pluriannuelles (7 ans) à 39.6 GHz (les valeurs entre parenthèses renvoient au classement par métrique)

Toutefois, les résultats présentés dans les Tableaux 2-4 et 2-5 renvoient à la comparaison de modèles de CCDFs long-termes avec deux ECCDFs dérivées de 7 ans de mesure à deux fréquences. D'une part, cette durée inédite minimise les variances du 1^{er} et du 2nd ordre. Par conséquent, la capacité discriminante de la nouvelle variable de test ε_{NTM} (laquelle repose fondamentalement sur les variabilités statistiques liées à la durée de l'expérimentation) est réduite et ε_{NTM} se comporte finalement comme les métriques conventionnelles CPLRE et ITUE conformément aux Tableaux 2-4 et 2-5. D'autre part, à l'exception de la récente campagne de propagation ONERA-CNES, toutes les campagnes expérimentales ont des durées significativement inférieures, de l'ordre de quelques mois ou quelques années. Dès lors, la question centrale est la suivante : la nouvelle métrique est-elle capable d'anticiper la hiérarchie établie dans les Tableaux 2-4 et 2-5 à partir de données collectées sur des durées plus courtes, i.e. conformes à la majorité des campagnes de propagation ? Si oui, quelle est la durée minimale d'expérimentation requise par la nouvelle métrique pour être discriminante vis-à-vis des modèles de CCDFs long-termes ? Ces points sont abordés dans la section suivante.

2.3.2 Capacité discriminante des métriques de test selon la durée de l'expérimentation

2.3.2.1 Expérimentation ITALSAT à 18.7 GHz

Les Figures 2-14, 2-15 et 2-16 représentent les hiérarchies renvoyées respectivement par les métriques de test CPLRE, ITUE et NTM lorsque les 5 modèles de CCDFs long-termes sont comparés aux ECCDFs dérivées non pas des 7 ans de mesures à 18.7 GHz mais sur des durées réduites à 1, 2, 3 ou 5 ans. Les résultats liés à des durées de 4 et 6 ans pour cette fréquence sont détaillés dans la section A2.1 de l'annexe 2.

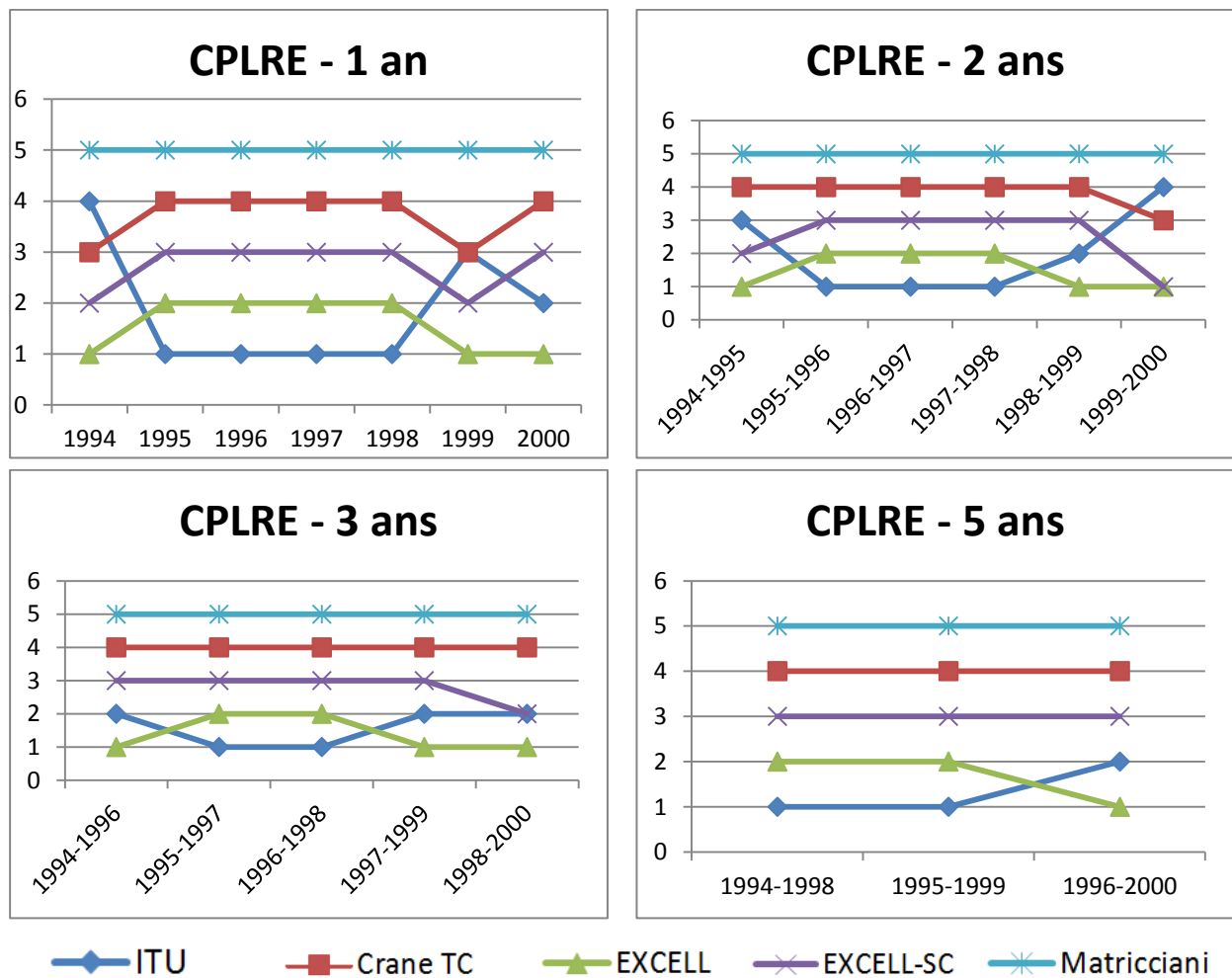


Figure 2-14 : Hiérarchies renvoyées par la métrique CPLRE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3 ou 5 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 18.7 GHz

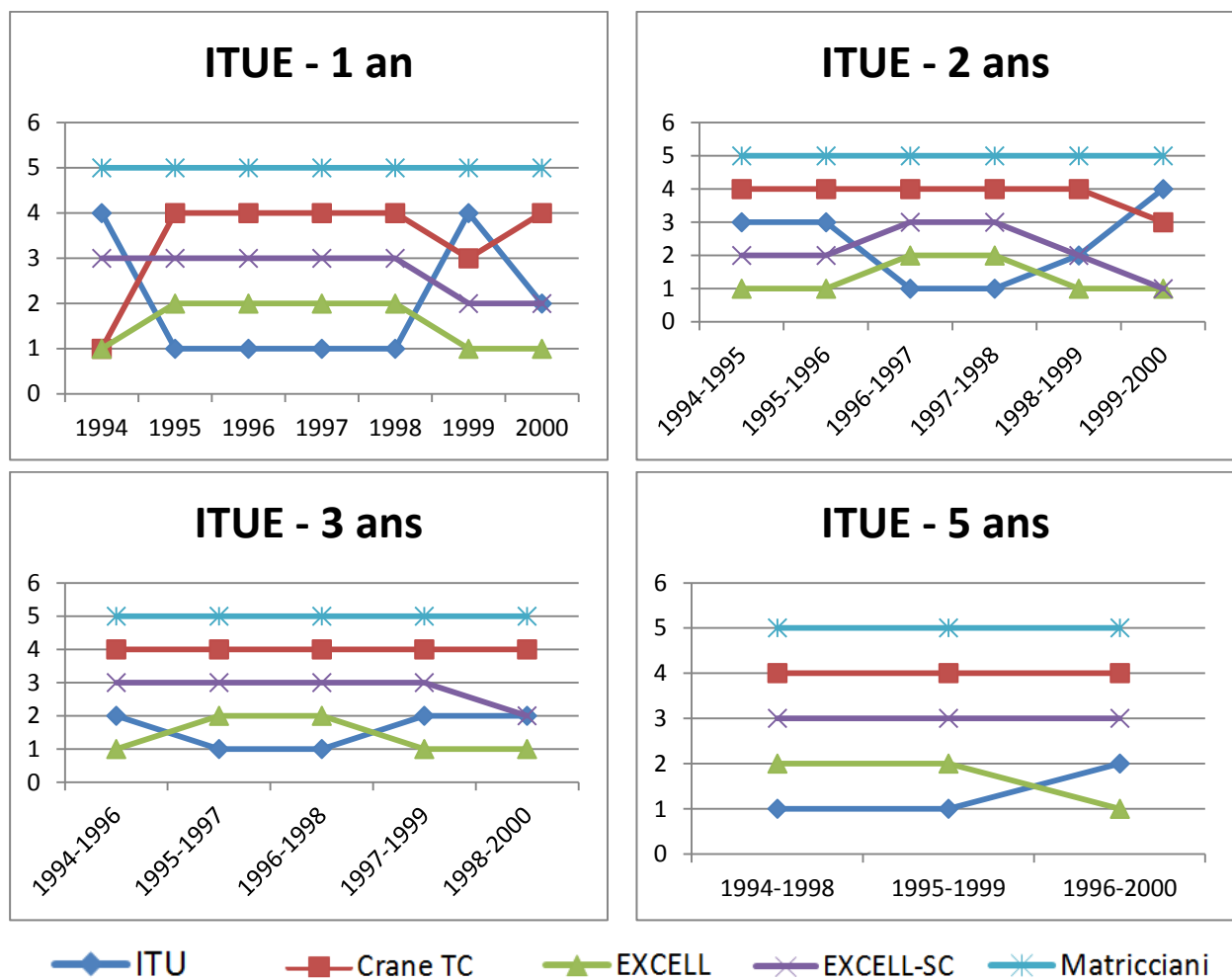


Figure 2-15 : Hiérarchies renvoyées par la métrique ITUE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3 ou 5 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 18.7 GHz

Conformément aux Figures 2-14, 2-15 et 2-16, les métriques CPLRE et ITUE reproduisent la hiérarchie "long-terme" (i.e. établie à partir de l'ensemble des données de propagation collectées sur 7 ans) sous réserve de disposer d'une ECCDF dérivée d'au moins 5 ans de mesures. En revanche, la nouvelle métrique ε_{NTM} permet d'anticiper la hiérarchie long-terme dès 3 ans de données (2 ans suffisent par ailleurs pour identifier le modèle EXCELL comme le plus performant). En conséquence, du fait de sa prise en compte des variabilités statistiques liées à la durée de l'expérimentation, la Figure 2-16 suggère la capacité de la nouvelle métrique de test à hiérarchiser les modèles de CCDFs long-terme à partir de données de propagation limitées à 3 ans.

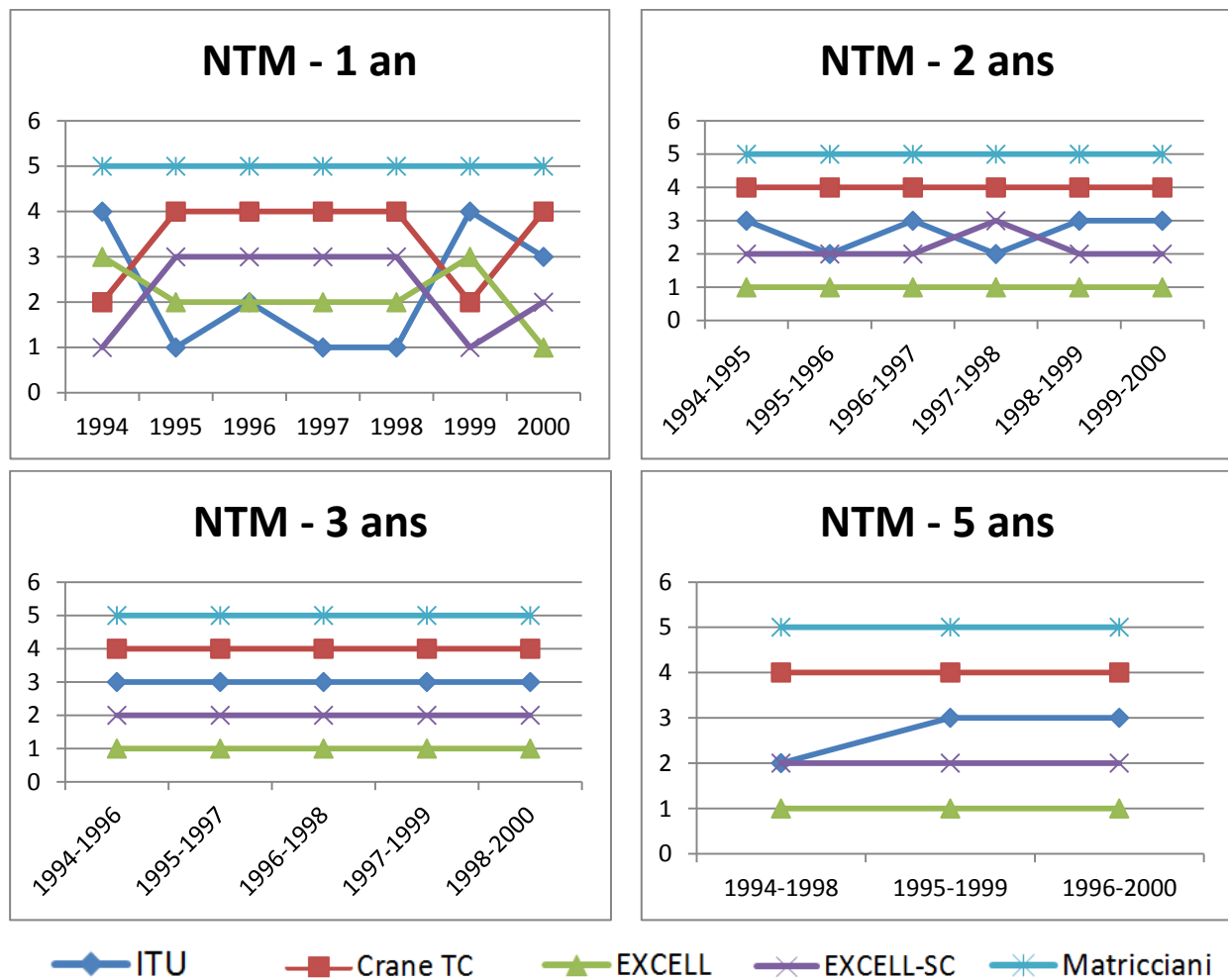


Figure 2-16 : Hiérarchies renvoyées par la métrique NTM suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3 ou 5 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 18.7 GHz

2.3.2.2 Expérimentation ITALSAT à 39.6 GHz

Une approche similaire est conduite à partir des ECCDFs issues des mesures à 39.6 GHz. Les hiérarchies obtenus selon la durée de 1, 2, 3 ou 5 sont consignées dans les Figures 2-17, 2-18 et 2-19. Les résultats liés à des durées de 4 et 6 ans pour cette fréquence sont détaillés dans la section A2.2 de l'annexe 2.

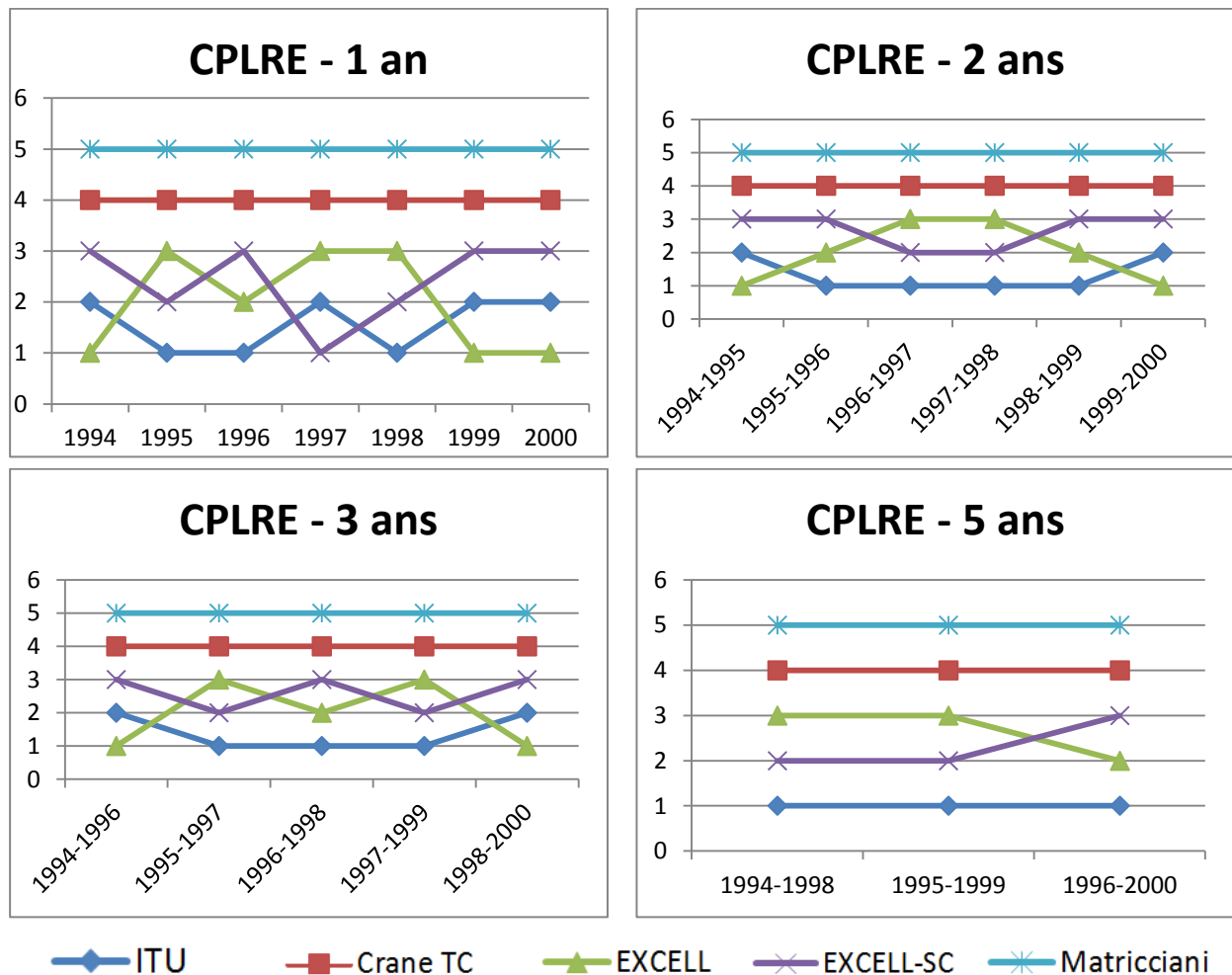


Figure 2-17 : Hiérarchies renvoyées par la métrique CPLRE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3 ou 5 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 39.6 GHz

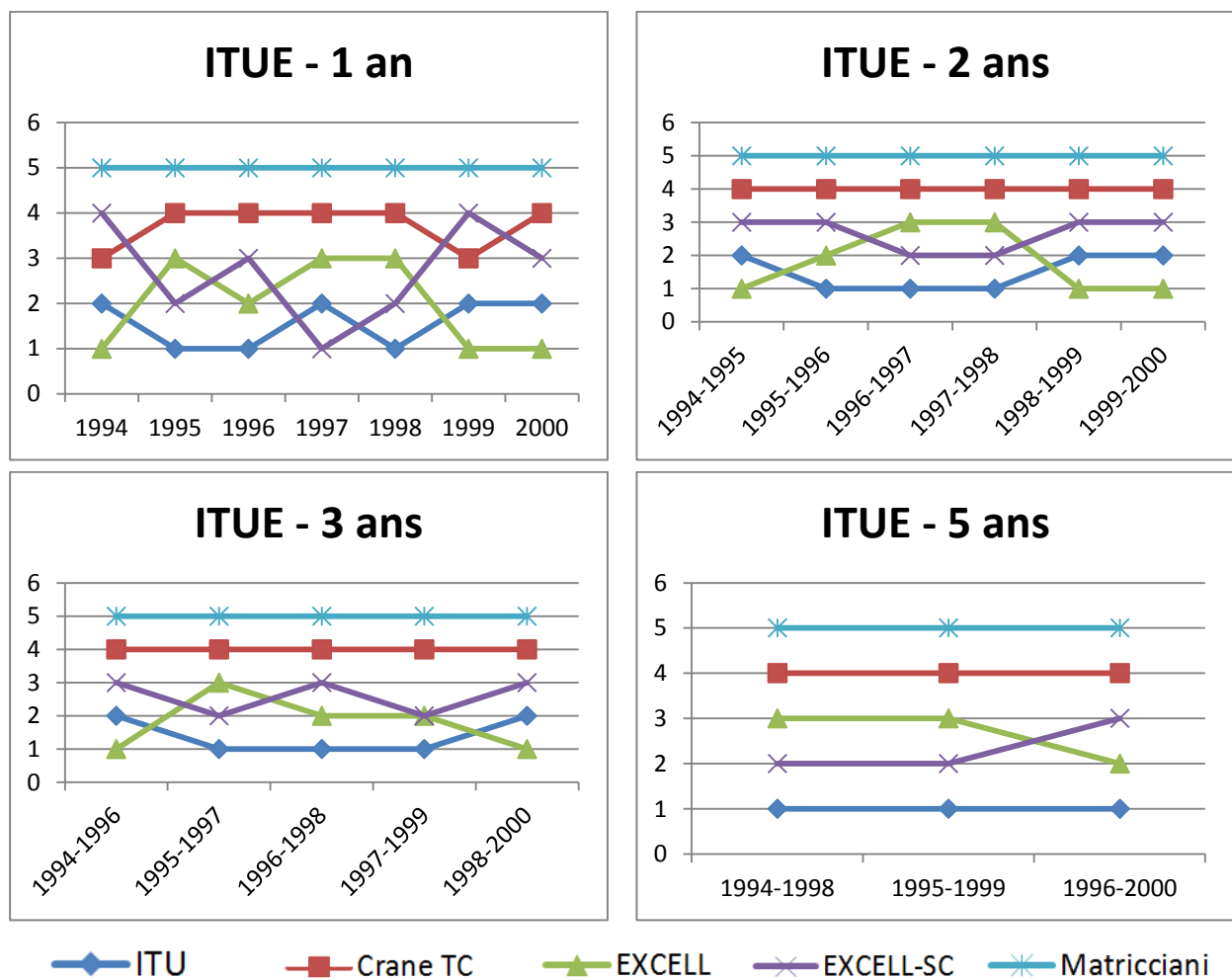


Figure 2-18 : Hiérarchies renvoyées par la métrique ITUE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3 ou 5 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 39.6 GHz

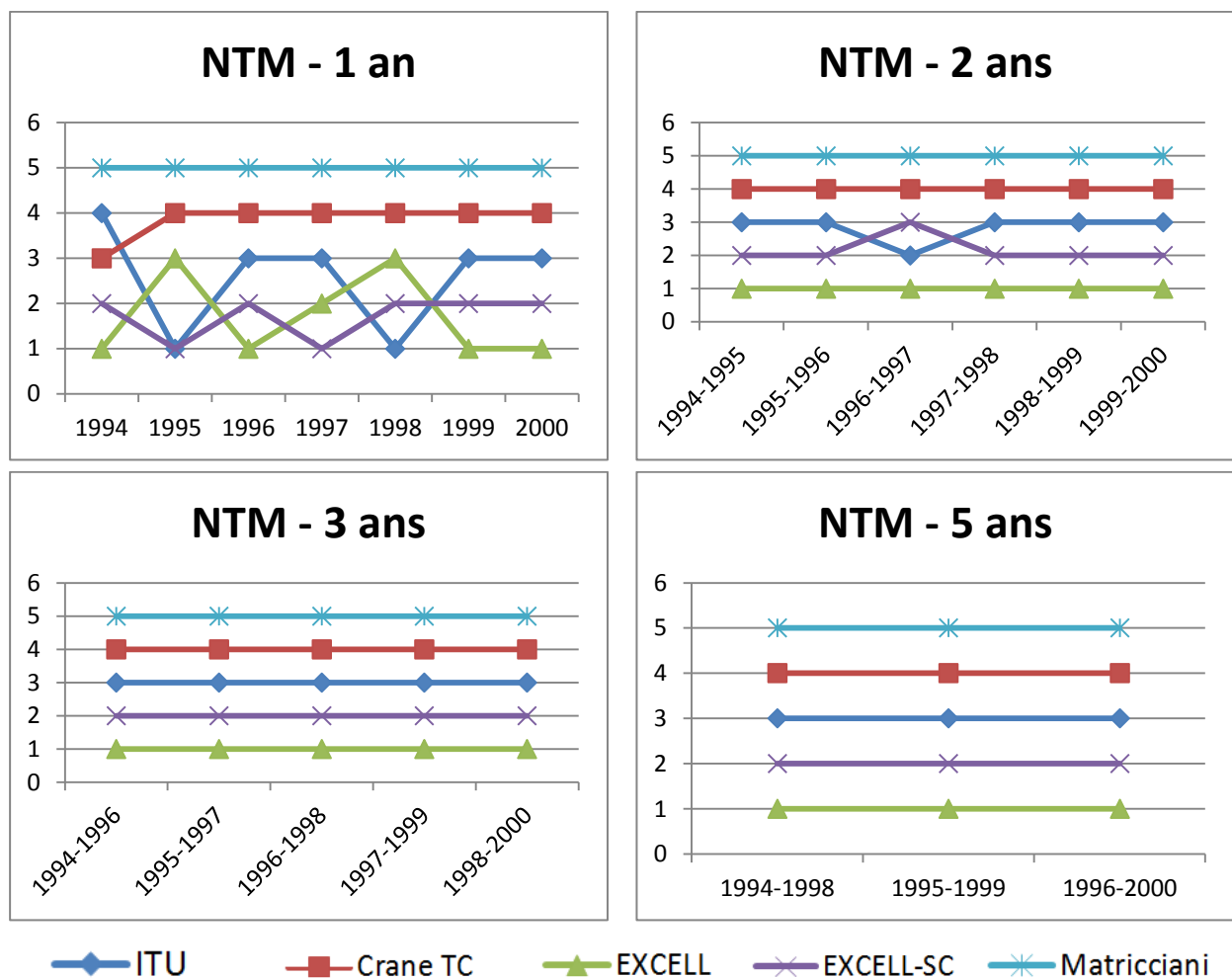


Figure 2-19 : Hiérarchies renvoyées par la métrique NTM suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3 ou 5 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 39.6 GHz

Les conclusions que l'on peut tirer des Figures 2-17, 2-18, 2-19 sont identiques à celles issues des Figures 2-14, 2-15 et 2-16 : à la différence des métriques CPLRE et ITUE qui nécessitent 5 ans de données de propagation pour établir la hiérarchie long-terme, 3 années de mesures suffisent à la nouvelle métrique pour l'établir.

2.4 Conclusion

La connaissance des CCDFs long-termes d'atténuation due aux précipitations est un prérequis pour le dimensionnement des schémas de diversité de site. Les campagnes de propagation, essentiellement limitées aux latitudes moyennes et rarement maintenues au-delà de quelques années, sont clairement insuffisantes pour renseigner ces distributions en tout point du globe. Dans ce contexte, des modèles générant des cartographies de CCDFs long-termes

d'atténuation due à la pluie à l'échelle mondiale ont été développés. La question, débattue depuis plusieurs années par la communauté internationale, renvoie alors aux choix objectif du modèle le plus performant.

L'usage est de comparer les CCDFs long-termes issues des modèles avec les ECCDFs dérivées de campagnes de propagation spécifiques (localisation, fréquence, durée). Mais les métriques CPLRE et ITUE conventionnellement utilisées pour quantifier objectivement la capacité des modèles long-termes à reproduire les ECCDFs conduisent à des hiérarchies différentes ou s'avèrent non discriminantes comme démontré dans ce chapitre à partir de distributions fictives mais illustratives de la problématique classiquement rencontrée.

Dans ces conditions, une nouvelle métrique de test ε_{NTM} a été proposée. Elle repose sur deux composantes ε_{NTM1} et ε_{NTM2} dont l'originalité tient en la prise en compte des variabilités statistiques des ECCDFs liées à la durée (i.e. au nombre d'échantillons) des campagnes de mesure dont elles dérivent. La première composante ε_{NTM1} rend compte des fluctuations statistiques des niveaux de probabilité p . Elle repose sur la définition des variances du 1^{er} ordre $\sigma_1^2(p)$ proposée par [Jeannin et al., 2013] dont l'expression analytique dérive du modèle de canal ML [Boulanger et al., 2013 (1)] et dont le paramétrage dérive de mesures expérimentales de propagation ou d'intensité de pluie [Boulanger et al., 2013 (2)]. La seconde composante ε_{NTM2} rend compte des fluctuations statistiques des pentes des ECCDFs dont la dérivation est originale. Elle repose sur la définition des variances du 2nd ordre $\sigma_2^2(p_i, p_j)$ dont l'expression analytique dérive elle aussi du modèle de canal ML et dont le paramétrage expérimental est issu des mêmes bases de données que celles utilisées pour paramétrer la variance du 1^{er} ordre $\sigma_1^2(p)$.

Les variances $\sigma_1^2(p)$ et $\sigma_2^2(p_i, p_j)$, et par conséquent les composantes ε_{NTM1} et ε_{NTM2} dont elles dépendent, sont fonctions de la durée de l'expérimentation. Dans ces conditions, la nouvelle métrique ε_{NTM} évalue si l'ECCDF, collectée sur une durée finie, est une réalisation possible de la CCDF long-terme issue du modèle, c'est-à-dire si l'ECCDF appartient aux domaines de fluctuations $\pm\sigma_1(p)$ et $\pm\sigma_2(p_i, p_j)$ de part et d'autre des CCDFs respectivement d'atténuation ou de pente issues du modèle. Appliquée aux distributions fictives pour lesquelles les métriques conventionnelles sont non discriminantes, la nouvelle métrique a alors démontré sa capacité à établir une hiérarchie.

À titre d'illustration, la nouvelle métrique d'erreur ε_{NTM} a ensuite été mise en œuvre pour évaluer 5 modèles de référence de CCDFs long-termes par rapport aux ECCDFs dérivées de la campagne de propagation ITALSAT à 18.7 et 39.6 GHz conduite entre 1994 et 2000.

Lorsque les ECCDFs dérivent de l'ensemble des données collectées sur 7 ans, les indicateurs de performance renvoyés par la nouvelle métrique de test ε_{NTM} pour chacun des 5 modèles utilisés (ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12], Crane TC [Crane, 1985], EXCELL [Capsoni et al., 1987], EXCELL-SC [Capsoni et al., 2009] et Matricciani [Matricciani, 1993] [Matricciani, 1994]) ne bouleversent pas l'ordre établi par les métriques de test CPLRE et ITUE conventionnellement utilisées. La durée peu commune (7 ans) de la campagne ITALSAT minimise les variances du 1^{er} et du 2nd ordre : la capacité discriminante de la nouvelle variable de test ε_{NTM} (laquelle repose fondamentalement sur les variabilités statistiques liées à la durée de l'expérimentation) est réduite et ε_{NTM} se comporte finalement comme les métriques conventionnelles CPLRE et ITUE.

En revanche, lorsque les ECCDFs sont dérivées de durées réduites à 1, 2, 3 ou 5 ans, la capacité discriminante de la nouvelle variable de test s'affirme : du fait de la prise en compte des variabilités statistiques, la métrique NTM permet d'établir un classement définitif des 5 modèles long-termes à partir de mesures de propagation limitées à 3 ans, ce qui est hors de portée des métriques actuelles.

Si la métrique NTM semble une alternative intéressante aux métriques actuelles pour hiérarchiser les modèles de CCDFs long-termes, sa mise en œuvre nécessite clairement l'accès à des mesures de propagation. Or, comme évoqué précédemment, les campagnes de propagation sont coûteuses, doivent être pluriannuelles et de toutes façons ne sauraient être représentatives de l'ensemble des configurations radioélectriques possibles (fréquence de la liaison, climatologie du lieu d'implantation, ...). Aussi, une approche très différente est-elle développée dans le chapitre suivant où nous proposons d'étudier les potentialités d'un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour générer des statistiques de propagation (CCDF d'atténuation due à la pluie locale ou jointe et fonction de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie) nécessaires au dimensionnement des futurs systèmes de télécommunications spatiales en diversité de site.

Chapitre 3

Potentialités d'un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour produire des statistiques de propagation

Les deux chapitres précédents ont souligné la nécessité de recueillir des données expérimentales en diversité afin d'une part de paramétrer les fonctions de corrélation spatiale utilisées dans les modèles de diversité de site (cf. chapitre 1) et d'autre part de caractériser les CCDFs long-termes (issues de mesures ou de modèles dont il s'agit d'évaluer les performances via des métriques de test, cf. chapitres 1 et 2).

La mise en place de telles campagnes de mesures de propagation en diversité reste coûteuse, d'autant plus qu'elles doivent être déployées pendant des durées significatives (au moins 3 ans comme suggéré au chapitre 2), afin de recueillir des données long-termes dont la représentativité statistique est suffisante. Ainsi, les données actuellement disponibles ne permettent pas d'effectuer un travail de paramétrage efficace pour les modèles de diversité de site, ni même pour adapter la nouvelle métrique de test à des distributions d'atténuations jointes. En effet, la majorité de ces données expérimentales ont des durées d'acquisition limitées et des distances relevant bien souvent de schémas de micro-diversité. Pour contrer ce problème, l'idée est d'utiliser un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour générer des données artificielles en diversité de site quelle que soit la configuration (zone climatique, fréquence, ...) afin de compléter les bases de données expérimentales existantes.

Ce chapitre propose donc d'étudier les potentialités du modèle de prévision météorologique à haute résolution WRF, couplé à un module électromagnétique EMM, pour générer des données de propagation artificielles. Dans un premier temps, le modèle WRF-EMM est présenté. Puis une optimisation et une évaluation des statistiques de propagation produites par WRF-EMM sont proposés pour des latitudes moyennes.

3.1	Le modèle WRF-EMM : architecture et fonctionnement	123
3.1.1	Architecture générale du modèle WRF-EMM	123
3.1.2	Fonctionnement du modèle WRF	125
3.1.2.1	Système de pré-traitement WPS	125
3.1.2.2	Le WRF Core : traitement des données entrantes et calcul des sorties	127
3.1.3	Fonctionnement du module électromagnétique EMM.....	129
3.1.3.1	Architecture générale.....	129
3.1.3.2	Section efficace d'extinction.....	132
3.1.3.3	Distribution granulométrique des gouttes de pluie.....	134
3.2	Optimisation du modèle de distribution granulométrique.....	137
3.2.1	Impact du paramètre de forme μ sur les distributions granulométriques $N(D)$	137
3.2.1.1	Modèles de dépendance d'Ulrich et d'Ulrich-Atlas	138
3.2.1.1.1	Modèle de dépendance d'Ulrich (1983).....	138
3.2.1.1.2	Modèle de dépendance d'Ulrich-Atlas (1998).....	138
3.2.1.1.3	Comparaison des modèles de dépendance.....	139
3.2.1.2	Sensibilité des modèles granulométriques $N(D)$	140
3.2.1.2.1	Comparaison des modèles à M_r constant	141
3.2.1.2.2	Comparaison des modèles à M_r variable.....	143
3.2.2	Impact des modèles de granulométrie $N(D)$ sur les CCDFs d'atténuation due à la pluie issues du modèle WRF-EMM	146
3.2.3	Optimisation de l'EMM à partir d'un paramétrage mixte de $N(D)$	151
3.3	Comparaison des sorties du modèle avec les résultats expérimentaux de la campagne de mesure ONERA-CNES	156
3.3.1	Résultats pour la région toulousaine	159
3.3.1.1	Liaison Toulouse/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2013.....	159
3.3.1.2	Liaison Aussaguel/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2014.....	160
3.3.1.3	Liaison Le Fauga/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2014	162
3.3.2	Résultats en micro-diversité de site.....	163
3.3.3	Résultats pour Salon de Provence	169
3.4	Potentialités de WRF-EMM à générer des statistiques de propagation en Europe....	173
3.5	Conclusion.....	176

3.1 Le modèle WRF-EMM : architecture et fonctionnement

Le modèle WRF-EMM développé dans le cadre de cette thèse s'appuie sur deux composantes indépendantes :

- la première composante est le modèle de prévision météorologique à haute résolution WRF [Skamarock et al., 2008] qui permet de simuler des données météorologiques sur une zone géographique prédéfinie ;
- la seconde composante est le module électromagnétique (EMM). Basé sur les travaux décrits dans [Outeiral et al., 2013], [Jeannin et al., 2014 (2)] et [Jeannin et al., 2014 (3)] permettant la génération de séries temporelles d'atténuation due à la pluie, le module EMM a été optimisé dans le cadre de cette thèse.

3.1.1 Architecture générale du modèle WRF-EMM

Le modèle WRF [Skamarock et al., 2008] est un modèle numérique de prévision météorologique (NWP, *Numerical Weather Prediction*) méso-échelle à haute résolution co-développé par le NCEP (*National Centers for Environmental Prediction*) et le NCAR (*National Center for Atmospheric Research*) aux États-Unis. Ce modèle permet de simuler plusieurs variables physiques régissant l'état de l'atmosphère sur des résolutions spatiales et temporelles suffisamment fines pour permettre leur conversion en données de propagation exploitables, en particulier en séries temporelles d'atténuation due à la pluie. Dans le cadre de cette étude, ce modèle est utilisé en mode ré-analyse (ARW, *Advanced Research WRF*). Ce mode repose sur l'emploi d'une base de données de ré-analyse comme ERA-Interim [Dee et al., 2011] pour fixer des conditions aux limites lors des différentes phases de simulation du modèle WRF. Le téléchargement des données de ré-analyse nécessaires à la bonne conduite de la simulation WRF est géré par le WPS (*WRF Pre-processing System*).

L'EMM (*ElectroMagnetic Module*) est un module indépendant du modèle WRF permettant de convertir les paramètres descriptifs de la troposphère en données de propagation. Un post-traitement est appliqué à certaines des sorties WRF comme la pression P (en Pa), la température T (en K) et le contenu spécifique en eau liquide précipitante Q_r (en $kg \cdot kg^{-1}$), dans le but de calculer notamment les atténuations spécifiques dues à la pluie γ_{rain} (en dB/km). Celles-ci sont ensuite intégrées sur le chemin de la liaison satellite, pour une fréquence et une position du satellite géostationnaire données, pour l'ensemble des points de la grille de sortie.

À la sortie du modèle est finalement fourni l'ensemble des séries temporelles d'atténuation due à la pluie sur une grille de $102 \times 102 \text{ km}^2$, d'une résolution spatiale de $2 \times 2 \text{ km}^2$ et d'une résolution temporelle de 5 minutes. La Figure 3-1 représente l'architecture générale du modèle WRF-EMM.

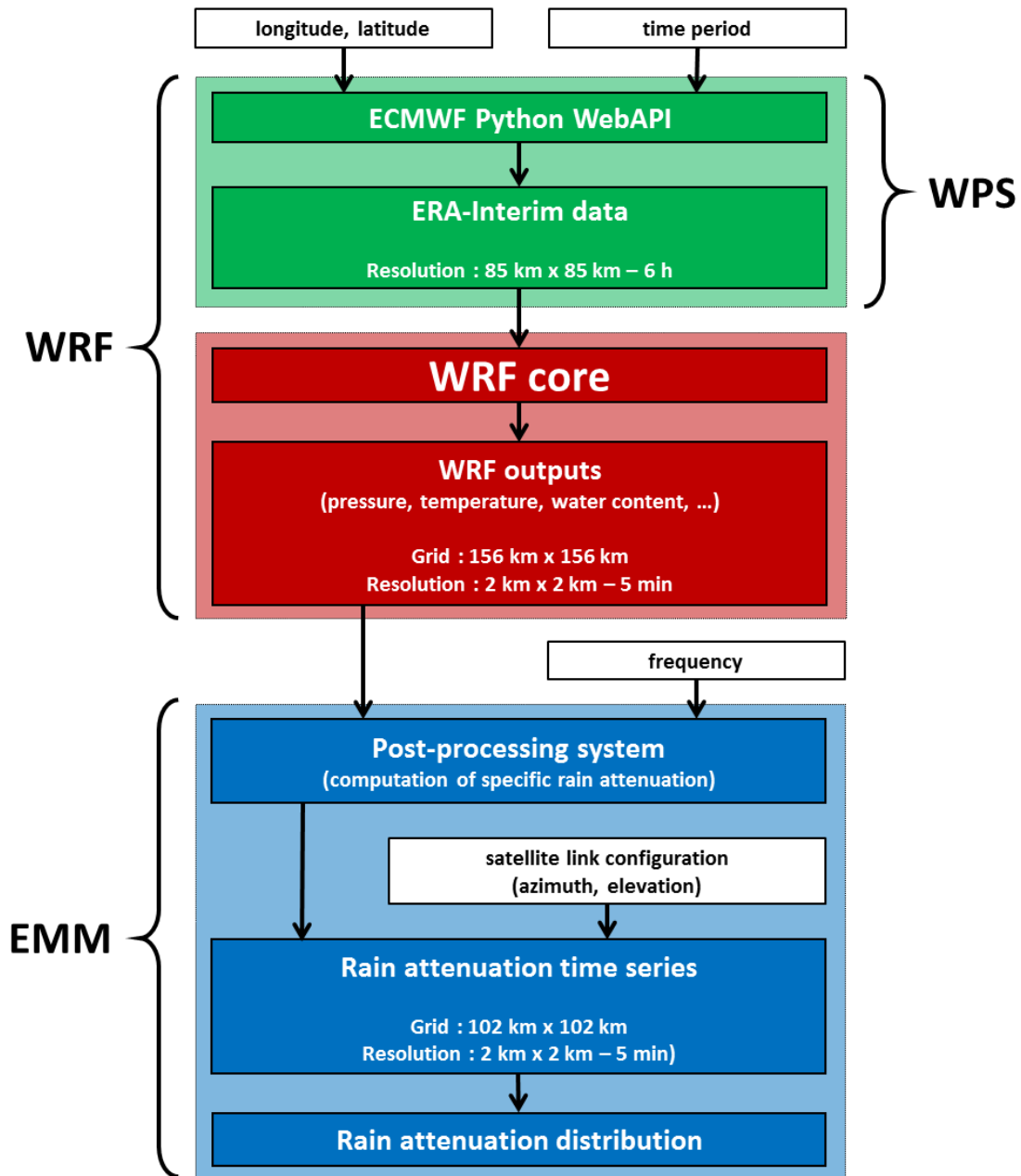


Figure 3-1 : Architecture et fonctionnement du modèle WRF-EMM

3.1.2 Fonctionnement du modèle WRF

Le modèle WRF, utilisé dans sa version ARW, peut se décomposer en deux modules :

- le module WPS (*WRF Pre-processing System*), qui est notamment en charge du téléchargement des données de ré-analyse de la base de données ERA-Interim définissant les conditions aux limites ;
- le WRF Core, qui effectue la simulation de l'état de l'atmosphère, pour une période et une zone définies en entrée de la chaîne de simulation.

Informatiquement parlant, ces deux modules se succèdent et peuvent être utilisés en parallèle. Chaque journée est simulée de manière indépendante de la précédente et de la suivante, la continuité des événements simulés entre la fin d'une journée et la suivante étant assurée par les mêmes conditions aux limites, imposées par les données de ré-analyse ERA-Interim. Lorsqu'une simulation est lancée, un processus maître est créé et va gérer l'ensemble des processus WRF (WPS + WRF Core) sur un nombre de threads (c'est-à-dire un sous-processus du processus principal) préalablement défini, chaque thread lancé correspondant à une journée à simuler. Le module WPS se lance en premier avant de donner la main au WRF Core. Lorsque le WRF Core a terminé, le processus maître relance la chaîne de simulation pour une nouvelle journée, jusqu'à ce que l'ensemble de la période désirée (typiquement une année) ait été simulée.

3.1.2.1 Système de pré-traitement WPS

L'étape de pré-traitement est gérée par l'outil WPS, indépendant du WRF Core. Cet outil permet de télécharger les données ERA-Interim, depuis l'API (*Application Programming Interface*) mise en place par l'ECMWF (*European Centre for Medium-range Weather Forecasts*).

Les données ERA-Interim actuellement disponibles ayant une résolution temporelle de 6 heures, chaque jour J simulé nécessite le téléchargement de quatre groupes de fichiers (groupes (J)/00h00, (J)/06h00, (J)/12h00 et (J)/18h00). En plus de ces quatre groupes, trois autres groupes sont téléchargés :

- deux groupes correspondants aux 12 dernières heures du jour précédent (groupes (J-1)12h00 et (J-1)18h00) ;
- un groupe correspondant aux 6 premières heures du jour suivant (groupe (J+1)00h00).

Cette opération permet non seulement de forcer les conditions aux limites pour chaque journée simulée (ce qui implique le téléchargement du groupe (J+1)00h00), mais également – comme il sera précisé dans la section suivante – de pouvoir simuler 36 heures de données au

lieu de 24 heures, avant de tronquer les 12 premières heures. Ces 12 heures correspondent à un temps de relaxation nécessaire pour que le WRF Core mène à bien la montée en résolution temporelle qu'il va effectuer en interne. Les données ERA-Interim ont une résolution spatiale de $0.75^\circ \times 0.75^\circ$ (soit environ $85 \times 85 \text{ km}^2$). Des données telles que les profils de température, de pression, d'humidité et de vent sont téléchargées sur l'ensemble des pixels permettant de couvrir les grilles de sortie de WRF.

Domaine	Taille de la grille	Résolution spatiale	Résolution temporelle
d01	1710x1710 km^2	30 km x 30 km	1 h
d02	480x480 km^2	6 km x 6 km	1 h
d03	156x156 km^2	2 km x 2 km	5 min

Tableau 3-1 : Dimensions et résolutions des différents domaines sur lesquelles le modèle WRF s'appuie pour chaque simulation

En plus de télécharger les données ERA-Interim, le WPS configure les différentes grilles de simulation sur lesquelles le WRF Core va s'appuyer pour effectuer la simulation des données météorologiques. Dans le cadre de cette étude, le WPS configure trois grilles, de taille et de résolutions spatiale et temporelle différentes. Le Tableau 3-1 présente les caractéristiques de ces différents domaines, chacun centré sur un même point dont les coordonnées sont fournies en entrée du simulateur (cf. Figure 3-1) et la Figure 3-2 donne un exemple de l'imbrication des différents domaines WRF entre eux.

L'utilisation de trois grilles de taille et de résolution différentes permet d'effectuer une montée progressive en résolution, tant temporelle que spatiale. En effet, le calcul direct des variables météorologiques de sorties du domaine d03 à partir des données de ré-analyse ERA-Interim peut entraîner des erreurs liées d'une part à une trop grande montée en résolution au niveau temporel (de 6h à 5 minutes) et d'autre part à la définition d'une zone spatiale trop petite pour pouvoir simuler correctement les événements météorologiques de large-échelle. Le domaine d03 ayant une taille de $156 \times 156 \text{ km}^2$, il suffit d'au maximum neuf pixels ERA-Interim pour déterminer totalement les sorties du simulateur. Cela étant, l'utilisation de trois domaines imbriqués permet de remplir un double objectif :

- d'une part effectuer une montée en résolution spatiale progressive entre un premier domaine d'une taille de $1710 \times 1710 \text{ km}^2$ et d'une résolution spatiale de $30 \times 30 \text{ km}^2$ à un domaine d'une taille de $156 \times 156 \text{ km}^2$ et d'une résolution spatiale de $2 \times 2 \text{ km}^2$, en ne multipliant au maximum que par 5 la résolution spatiale entre chaque domaine, ce qui permet d'éviter trop d'écarts au niveau des interpolations effectuées ;

- d'autre part prendre plus de pixels ERA-Interim en compte, afin d'établir une véritable dynamique de plusieurs paramètres météorologiques à l'échelle d'un pays entier, ce qui permet lors de la descente en résolution de devoir respecter des conditions aux limites plus nombreuses et surtout plus étendues d'un point vue spatial.

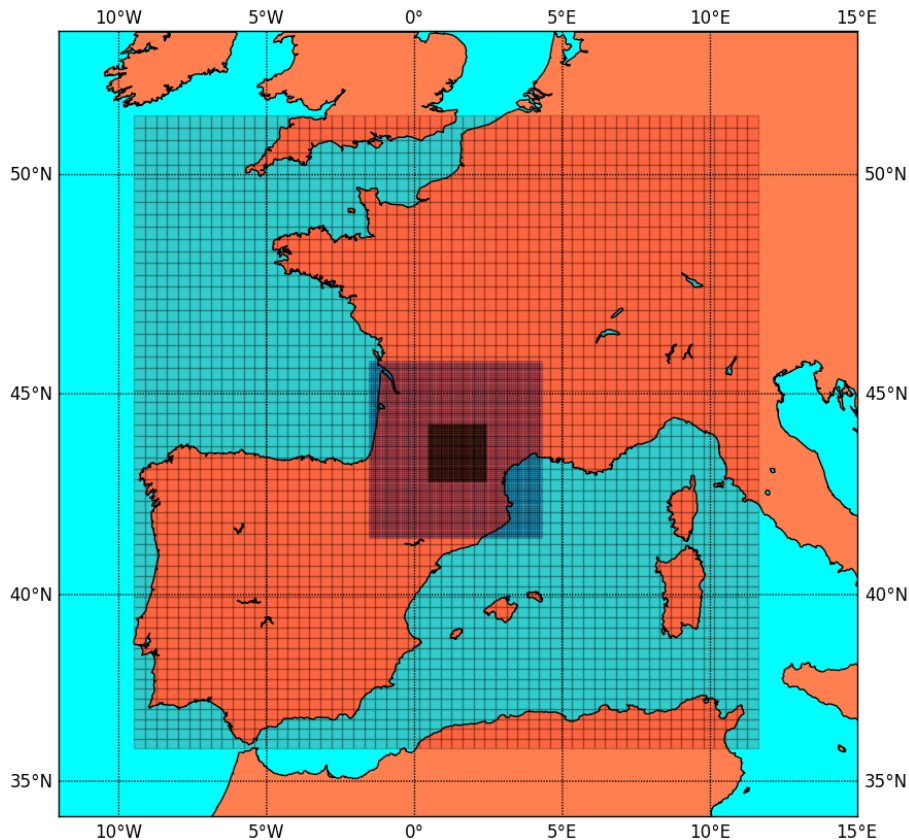


Figure 3-2 : Représentation de trois domaines de résolution WRF

Si aucun consensus n'existe quant au nombre de domaines à considérer, leur taille et leurs résolutions spatiale et temporelle, le nombre de 3 domaines est régulièrement repris par le tutorial de WRF mis à disposition des utilisateurs [WRF, 2014 (1)], de même que les ordres de grandeurs entre les coefficients de multiplication liant les différentes résolutions spatiales et temporelles des différents sous-domaines.

3.1.2.2 Le WRF Core : traitement des données entrantes et calcul des sorties

Une fois l'ensemble des données ERA-Interim nécessaires à la simulation téléchargées, le WRF Core prend la main sur la simulation de la journée. Comme précisé précédemment, ce sont en réalité 36 heures qui sont simulées pour la génération des données météorologiques :

en plus des 24 heures du jour en question, les 12 dernières heures du jour précédent sont également simulées mais les données résultantes ne sont finalement pas utilisées, étant calculées durant une période transitoire pour le simulateur.

Le WRF Core effectue – à partir des données ERA-Interim – une montée en résolution progressive sur chacun des domaines, de celui le moins bien résolu (d01) à celui présentant la résolution la plus fine (d03). La simulation WRF consiste alors à résoudre les équations régissant la dynamique de l'atmosphère, afin d'évaluer divers paramètres météorologiques sur l'ensemble des points de chaque domaine, sur un ensemble de 36 couches verticales pour le dernier domaine. Pour ce dernier (domaine d03, le mieux résolu), un modèle non-hydrostatique est utilisé, permettant une description verticale des champs météorologiques. En revanche, pour les deux premiers domaines (d01 et d02 dans cette étude), c'est un modèle général hydrostatique qui est utilisé.

Les 36 niveaux correspondent tous à des niveaux de pression – et non d'altitude – qui partent du sol et s'élèvent jusqu'à environ 20 km d'altitude. Pour chacune de ces couches et chacun des pixels, ce sont plusieurs dizaines de paramètres qui sont calculés en s'appuyant sur les équations de Navier-Stokes. Parmi ceux-ci, certains auront un intérêt particulier pour l'étape de post-traitement géré par l'EMM :

- la pression P en Pa ;
- la température T en K ;
- l'altitude h en m ;
- le contenu spécifique en eau liquide précipitante Q_r en $kg.kg^{-1}$, représentant la masse en eau précipitante (sous forme de pluie donc) par unité de masse d'air.

D'autres paramètres sont également calculés, comme les composantes relatives aux vents en m/s (composante zonale vers l'est et composante méridionale vers le nord), ainsi que les contenus spécifiques en vapeur d'eau, neige, etc.

La génération d'une année entière de données météorologiques nécessite 60 heures de simulation en utilisant 35 threads d'un serveur de calcul et de stockage possédant deux processeurs Intel Xeon E5-2690 v4. Chaque processeur possédant 14 cœurs et chaque cœur pouvant lancer 2 threads en parallèle, ce sont donc en théorie 56 threads (soit 56 jours) qui peuvent être lancés simultanément. Cependant, pour des questions de sécurité, la simulation est limitée à 35 threads, laissant une vingtaine de threads à la machine, pour notamment répondre à des problématiques de sauvegarde ou de partage des ressources du serveur. En termes d'espace disque, une année de simulation nécessite d'avoir une capacité de stockage d'environ 2.3 To. Les références de temps et de stockage précisées ici ne sont valables que pour la composante WRF du modèle WRF-EMM.

3.1.3 Fonctionnement du module électromagnétique EMM

3.1.3.1 Architecture générale

Le module électromagnétique EMM est un outil de post-traitement qui permet de convertir les données météorologiques issues de la simulation WRF en données de propagation. Des développements préliminaires sur cette étape de post-traitement ont été conduits avant cette thèse, notamment par N. Jeannin et M. Outeiral-Garcia à l'ONERA [Outeiral et al., 2013][Jeannin et al., 2014 (2)][Jeannin et al., 2014 (3)]. Ce post-traitement permettait notamment de :

- calculer les intensités de précipitation et les cumuls de pluie sur chaque point de la grille du domaine d03 ;
- calculer les atténuations spécifiques dues à la pluie, aux nuages, à la vapeur d'eau et à l'oxygène sur l'ensemble des points de la grille du domaine d03 ;
- calculer les atténuations dues à la pluie, aux nuages, à la vapeur d'eau et à l'oxygène pour un point de grille donné, pour des élévations allant de 5° à 90° (résolution de 1°) et des azimuts variant de 0° à 359° (résolution de 1° également) ;

En plus de cela, ce post-traitement permettait également de générer des données liées à la scintillation troposphérique.

Dans cette thèse, seules les atténuations dues à la pluie sont étudiées, étant donné qu'elles représentent la contribution majeure aux affaiblissements troposphériques au-delà de 20 GHz (cf. chapitre 1). De ce fait, le post-traitement a été modifié pour calculer uniquement les atténuations spécifiques dues à la pluie, ainsi que les atténuations dues à la pluie sur l'ensemble des points d'un nouveau domaine centré sur le domaine d03 : le domaine EMM. Comme renseigné sur la Figure 3-1, ce domaine a une taille de 102 x 102 km², pour une résolution spatiale de 2 x 2 km² et une résolution temporelle de 5 minutes. Les atténuations sont calculées pour l'ensemble des points de ce domaine, pour une fréquence et une position orbitale (satellite géostationnaire) donnée. En plus de cette modification, l'algorithme général a été révisé afin de gagner en temps de calcul et en espace de stockage. Comme pour la composante WRF, l'EMM est parallélisable, afin d'effectuer le calcul des atténuations sur plusieurs instants en même temps.

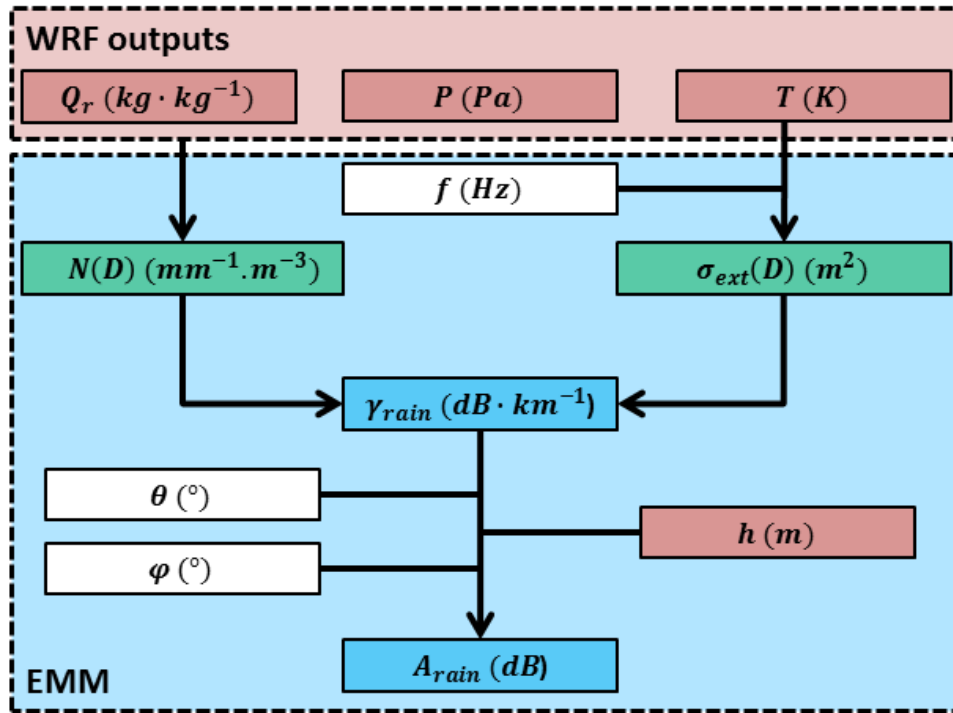


Figure 3-3 : Architecture fonctionnelle de l'EMM

Le fonctionnement de l'EMM est schématisé sur la Figure 3-3. Comme précisé plus haut, quatre sorties WRF sont utilisées : la pression P (en Pa), la température T (en K), le contenu spécifique en eau liquide précipitante Q_r (en $kg \cdot kg^{-1}$) et l'altitude h (en m). En plus de ces quatre sorties météorologiques, trois autres paramètres d'entrée sont utilisés par l'EMM :

- la fréquence f de la liaison satellite considérée en Hz ;
- les azimuts φ et les élévations θ des liaisons satellites, calculées à partir des latitudes l_{es} et des longitudes L_{es} des différents points de la grille du domaine d03 et de la longitude L_s (en $^\circ$) du satellite géostationnaire considéré.

Ces azimuts et ces élévations sont calculés à partir des relations suivantes :

$$\varphi = \arctan\left(\frac{\tan(L_{es} - L_s)}{\sin(l_{es})}\right) + 180 \quad (^\circ) \quad (3.1)$$

$$\theta = \arctan\left(\frac{\cos(l_{es}) \cos(L_{es} - L_s) - \frac{R_E + h}{R_E + h + R_s}}{\sqrt{1 - (\cos(l_{es}) \cos(L_{es} - L_s))^2}}\right) \quad (^\circ) \quad (3.2)$$

où :

- R_E est le rayon terrestre moyen en m ($R_E = 6375000 m$) ;
- R_S est l'altitude du satellite géostationnaire en m ($R_S = 35784000 m$).

Les données de pression P , de température T et de contenu intégré en eau liquide précipitante Q_r permettent de calculer les distributions granulométriques des gouttes de pluie $N(D)$ (en $mm^{-1}.m^{-3}$), pour plusieurs diamètres de gouttes de pluie D (en mm) entre $D_{min} = 0.25 mm$ et $D_{max} = 6 mm$. Des gouttes de diamètre supérieur sont plutôt rares étant donné que celles-ci se désagrègent du fait d'une force de friction trop importante, se décomposant alors en gouttes de plus petites tailles [Laws et Parsons, 1943].

En parallèle à ce calcul, les données de contenu intégré en eau liquide précipitante Q_r , ainsi que la fréquence f , permettent de calculer la section efficace d'extinction $\sigma_{ext}(D)$ (en m^2) de chaque goutte de pluie de diamètre D dont le nombre est fixé par la distribution granulométrique $N(D)$.

Une fois la distribution granulométrique $N(D)$ et la section efficace d'extinction $\sigma_{ext}(D)$ calculées pour chacun des points du domaine d03 et pour chacune des couches de pression, le calcul des atténuations spécifiques dues à la pluie γ_{rain} (en dB/km) est effectué via la relation suivante [Van De Hulst, 1981][Oguchi, 1983][Manabe et al., 1984] :

$$\gamma_{rain} = 4.343 \cdot 10^{-3} \int_{D_{min}}^{D_{max}} N(D) \sigma_{ext}(D) dD \quad (dB/km) \quad (3.3)$$

Pour générer les atténuations dues à la pluie A_{rain} (en dB) sur la liaison satellite, il est alors nécessaire d'intégrer ces atténuations spécifiques γ_{rain} le long de la couche précipitante. Étant donné qu'il est impossible d'effectuer cette intégration pour les points en bord de grille (le trajet oblique de la liaison sort du domaine d03 trop tôt pour prendre en compte l'ensemble des couches précipitantes traversées), celle-ci s'effectue sur un nouveau domaine, le domaine EMM, de même résolution spatiale et temporelle que le domaine d03, mais auquel on a tronqué 22 km (soit 11 points) de chaque côté de la grille. Le domaine EMM a donc une taille de $102 \times 102 km^2$. En connaissant les azimuts θ , les élévations φ et les altitudes h pour chacun des points de ce domaine, nous obtenons les valeurs d'atténuation A_{rain} sur l'ensemble des points de la grille.

Le calcul des atténuations dues à la pluie A_{rain} se base donc sur des sorties directes de WRF et sur les caractéristiques de la liaison satellite, mais il repose fondamentalement sur la

définition de la distribution granulométrique $N(D)$ puis sur le calcul des sections efficaces d'extinction $\sigma_{ext}(D)$ associées. Ces deux quantités ayant une incidence directe sur le calcul des atténuations, il convient d'analyser en détail les modèles permettant leur définition.

3.1.3.2 Section efficace d'extinction $\sigma_{ext}(D)$

Dans l'ensemble de cette étude, les gouttes de pluie seront vues comme des diffuseurs sphériques de diamètre D dont la taille radioélectrique x s'exprime par la relation [Sauvageot, 1992] :

$$x = \frac{\pi D}{\lambda} = \frac{\pi D f}{c} \quad (3.4)$$

où :

- λ est la longueur d'onde (en m) ;
- c est la célérité de l'onde électromagnétique (en m/s , ici $c = 3.0 \cdot 10^8 m/s$) ;
- f est la fréquence de l'onde (en Hz).

Les fréquences utilisées dans cette étude sont supérieures à 20 GHz. Dès 20 GHz, les tailles radioélectriques x sont comprises entre 0.05 et 1.26 si l'on considère des diamètres de gouttes de pluie compris entre 0.25 et 6 mm. La taille radioélectrique x n'est alors pas négligeable devant l'unité et il est nécessaire d'utiliser la théorie de diffusion de Mie, l'approximation de Rayleigh n'étant plus valide.

Sous l'hypothèse classique de gouttes de pluie sphériques [Oguchi, 1983][Caumont, 2012], les calculs des sections efficaces d'extinction $\sigma_{ext}(D)$ dans le domaine de Mie prennent une formulation algorithmique simple. En particulier, désignant f par la fréquence et par T la température, la section efficace d'extinction $\sigma_{ext}(D)$ (en m^2) s'exprime par [Gunn et al., 1954] :

$$\sigma_{ext}(D, f, T) = -\frac{\lambda^2}{2\pi} \left(Re \left(\sum_{n=1}^{+\infty} (2n+1)(a_n + b_n) \right) \right) \quad (3.5)$$

où les coefficients a_n et b_n s'expriment à l'aide de fonctions de Bessel, en fonction du rayon diélectrique x et de l'indice de réfraction complexe m défini tel que [Ray, 1972] :

$$m = \sqrt{\varepsilon_{re} + j \times \varepsilon_{im}} \quad (3.6)$$

avec :

$$\varepsilon_{re} = \varepsilon_{\infty} + \frac{(\varepsilon_S - \varepsilon_{\infty}) \left(1 + \left(\frac{\lambda_S}{\lambda} \right)^{1-\alpha} \sin\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right) \right)}{1 + 2 \left(\frac{\lambda_S}{\lambda} \right)^{1-\alpha} \sin\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right) + \left(\frac{\lambda_S}{\lambda} \right)^{2(1-\alpha)}} \quad (3.7)$$

et :

$$\varepsilon_{im} = \frac{(\varepsilon_S - \varepsilon_{\infty}) \left(\frac{\lambda_S}{\lambda} \right)^{1-\alpha} \cos\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right)}{1 + 2 \left(\frac{\lambda_S}{\lambda} \right)^{1-\alpha} \sin\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right) + \left(\frac{\lambda_S}{\lambda} \right)^{2(1-\alpha)}} + \frac{\sigma\lambda}{18.8496 \cdot 10^{10}} \quad (3.8)$$

Dans la relation (3.8) :

$$\begin{aligned} \varepsilon_S = & 78.57(1 - 4.579 \cdot 10^{-3})(T + 248) \\ & + 1.19 \cdot 10^{-5}(T + 248)^2 \\ & - 2.8 \cdot 10^{-8}(T + 248)^3 \end{aligned} \quad (3.9)$$

$$\varepsilon_{\infty} = 5.27137 + 0.0216474T - 0.00131198T^2 \quad (3.10)$$

$$\lambda_S = 3.3836 \cdot 10^{-6} \times \exp\left(\frac{2513.98}{T}\right) \quad (3.11)$$

$$\alpha = -\frac{16.8129}{T} + 0.0609265 \quad (3.12)$$

$$\sigma = 12.5664 \cdot 10^8 \quad (3.13)$$

où est T la température en K . Les coefficients complexes de Mie a_n et b_n s'expriment alors par la relation suivante [Hahn, 2009] :

$$a_n = \frac{m^2 j_n(mx) [x j_n(x)]' - j_n(x) [mx j_n(mx)]'}{m^2 j_n(mx) [x h_n(x)]' - h_n(x) [mx j_n(mx)]'} \quad (3.14)$$

$$b_n = \frac{j_n(mx) [x j_n(x)]' - j_n(x) [mx j_n(mx)]'}{j_n(mx) [x h_n(x)]' - h_n(x) [mx j_n(mx)]'} \quad (3.15)$$

où, dans (3.14) et (3.15), les fonctions j_n et h_n sont respectivement les fonctions de Bessel et de Hankel d'ordre n .

3.1.3.3 Distribution granulométrique des gouttes de pluie $N(D)$

Le calcul de la distribution granulométrique des gouttes de pluie $N(D)$ est une étape essentielle dans le calcul des atténuations dues à la pluie car elle permet de lier la masse d'eau de pluie par unité de masse d'air Q_r (en $kg.kg^{-1}$) à l'atténuation spécifique γ_{rain} (en dB/km). $N(D)$ est usuellement exprimée sous la forme d'une distribution gamma modifiée [Ulbrich, 1983][Ulbrich et Atlas, 1998] :

$$N(D) = N_0 D^\mu e^{-\Lambda D} \quad (3.16)$$

Le paramètre Λ représente la pente de la distribution et μ le paramètre de forme. Le cas $\mu = 0$ et $N_0 = 8000 \text{ mm}^{-1}.m^{-3}$ correspond au cas de la distribution de Marshall-Palmer [Marshall et Palmer, 1948]. Ce modèle en exponentielle décroissante est classique et fait suite aux travaux fondateurs de [Laws et Parsons, 1943], article dans lequel fut établi le premier modèle de distribution des tailles de gouttes. Celui-ci a par ailleurs été utilisé pour le paramétrage de la Recommandation ITU-R P.838-3 [ITU-R P.838-3]. Toutefois, contrairement au modèle de Marshall-Palmer, le modèle de Laws-Parsons utilise une valeur de N_0 qui dépend de l'intensité de précipitation R ($N_0 = 5100R^{-0.03}$). Or le calcul de l'intensité de pluie R à partir des sorties de WRF nécessite la définition d'un modèle de distribution des vitesses de chute $\vartheta(D)$ des gouttes de pluie. En conséquence, afin d'éviter de complexifier le post-traitement par l'introduction d'hypothèses supplémentaires relatives au paramétrage des vitesses de chute, le modèle de Laws-Parsons ne sera pas retenu ici.

Pour lier la relation (3.16) à la variable Q_r , il est tout d'abord nécessaire d'exprimer le volume d'eau de pluie V_r en fonction de la distribution granulométrique $N(D)$. Pour des diffuseurs sphériques de diamètre D , il vient :

$$\begin{aligned} V_r &= \int_0^{+\infty} N(D) \frac{4}{3} \pi \left(\frac{D}{2}\right)^3 dD \\ &= \frac{\pi N_0}{6} \int_0^{+\infty} D^{\mu+3} e^{-\Lambda D} dD \\ &= \frac{\pi N_0}{6} \Gamma(\mu + 4) \Lambda^{-\mu-4} \end{aligned} \quad (3.17)$$

avec :

$$\Gamma(z) = \int_0^{+\infty} x^{z-1} e^{-x} dx \quad (3.18)$$

En notant ρ_w la masse volumique de l'eau (1000 kg/m^3), la masse d'eau par unité de volume M_r peut s'exprimer par :

$$M_r = \rho_w V_r \quad (3.19)$$

La masse d'eau par unité de masse d'air s'exprime quant à elle par :

$$Q_r = \frac{M_r}{\rho_a} \quad (3.20)$$

où ρ_a représente la masse volumique de l'air. Cette dernière s'exprime en fonction de la pression P et de la température T par l'équation des gaz parfaits :

$$\rho_a = \frac{P}{R_{spec} T} \quad (3.21)$$

Dans la relation (3.21), R_{spec} est la constante des gaz parfaits égale à $287.058 \text{ J.kg}^{-1}.\text{K}^{-1}$. En réinjectant ces différentes relations dans la relation (3.17), il est finalement obtenu :

$$Q_r = \frac{\pi N_0 T \rho_w R_{spec} \Gamma(\mu + 4) \Lambda^{-\mu-4}}{6P} \quad (3.22)$$

La pente Λ dérive de la relation (3.22) et s'exprime alors par :

$$\Lambda = \left[\frac{\pi N_0 T \rho_w R_{spec} \Gamma(\mu + 4)}{6Q_r P} \right]^{\frac{1}{\mu+4}} \quad (3.23)$$

Les grandeurs Q_r , P et T étant des sorties du modèle WRF et ρ_w , N_0 et μ étant des constantes, la dérivation du paramètre de pente Λ de la distribution granulométrique des gouttes de pluie $N(D)$ est immédiat.

L'équation (3.23) peut d'ailleurs se simplifier en introduisant la masse d'eau par unité de volume M_r (en $kg.m^{-3}$) qui s'exprime par :

$$M_r = \frac{Q_r P}{R_{spec} T} \quad (3.24)$$

En posant :

$$\frac{\pi \rho_w}{6} = 523.60 \quad (3.25)$$

où $\rho_w = 1000 kg/m^3$, la relation (3.23) devient :

$$\Lambda = (523.60 N_0 \Gamma(\mu + 4))^{\frac{1}{\mu+4}} M_r^{-\frac{1}{\mu+4}} \quad (3.26)$$

Pour la suite de cette étude, on pose :

$$\Omega = (523.60 N_0 \Gamma(\mu + 4))^{\frac{1}{\mu+4}} \quad (3.27)$$

Dans le cas de l'utilisation du modèle de Marshall-Palmer ($\mu = 0$ et $N_0 = 8000 mm^{-1}.m^{-3}$), la distribution granulométrique peut finalement s'exprimer par la relation suivante [Caumont, 2007] :

$$N(D) = 8000 \exp(-2.24 M_r^{-0.25} D) \quad (3.28)$$

avec M_r en $g.m^{-3}$ et D en mm . $N(D)$ s'exprime alors $mm^{-1}.m^{-3}$.

Le modèle granulométrique $N(D)$ utilisé dans la première version du post-traitement [Outeiral et al., 2013][Jeannin et al., 2014 (2)][Jeannin et al., 2014 (3)] est celui de Marshall-palmer, simple à mettre en œuvre du fait que les paramètres μ et N_0 sont constants. Toutefois, dans la littérature relative aux modèles de distribution granulométrique des gouttes de pluie, la relation (3.16) initialement proposée par [Ulbrich, 1983] et rappelée dans [Ulbrich et Atlas, 1998] est la plus commune. Cette formulation est reprise dans [Kozu et Nakamura, 1991] et dans [Tokay et Short, 1996]. Pour chacun de ces modèles, diverses valeurs du paramètre de forme μ et du paramètre N_0 sont proposées. Une étude de sensibilité est donc nécessaire, tant pour la définition finale des distributions granulométriques $N(D)$ que sur leurs conséquences en terme d'atténuation spécifique due à la pluie γ_{rain} .

Ainsi, la section suivante propose une optimisation du modèle de distribution granulométrique $N(D)$ utilisé dans le module EMM afin de minimiser les écarts entre les distributions d'atténuation due à la pluie expérimentales et celles issues du modèles WRF-EMM.

3.2 Optimisation du modèle de distribution granulométrique $N(D)$ utilisé dans le module EMM à partir des données de propagation recueillies à Toulouse en 2014

Dans un premier temps, l'impact des distributions granulométriques des gouttes de pluies $N(D)$ sur les valeurs d'atténuation due à la pluie données en sorties du modèle WRF-EMM est étudié. Ensuite, une optimisation est conduite afin de proposer un paramétrage de $N(D)$ permettant aux CCDFs d'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM de reproduire les statistiques expérimentales.

3.2.1 Impact du paramètre de forme μ sur les distributions granulométriques $N(D)$

[Sempere Torres et al., 1994] ont proposé une revue de l'ensemble des modèles de distribution granulométrique des gouttes de pluie disponibles (notamment ceux dérivés de Marshall-Palmer [Sekhon et Srivastava, 1970], [Willis et Tattelman, 1989] ou encore [Feingold et Levin, 1986]). Ces modèles se déclinent selon la nature de l'évènement précipitant auquel ils se réfèrent. Ainsi, le modèle de Sekhon-Srivastava décrit la distribution granulométrique lors d'un orage, celui de Willis-Tattelman lors d'ouragans, tandis que le modèle de Feingold-Levin est un modèle général, à l'image du modèle de Marshall-Palmer. Ici, nous recherchons non pas une description événementielle mais une formulation et un paramétrage moyen de la distribution granulométrique, permettant aux CCDFs d'atténuation due à la pluie issues de WRF-EMM de reproduire les statistiques expérimentales.

En conséquence, nous nous limiterons au modèle général de Marshall-Palmer ou aux modèles d'Ulrich [Ulrich, 1983] et d'Ulrich-Atlas [Ulrich et Atlas, 1998] dont le nombre de paramètres est limité. Tous ces modèles se basent sur la formulation (3.16). Le modèle de Marshall-Palmer fixe les valeurs μ et N_0 à 0 et $8000 \text{ mm}^{-1} \cdot \text{m}^{-3}$, respectivement. Les modèles d'Ulrich et d'Ulrich-Atlas introduisent quant à eux diverses relations de dépendance entre les paramètres μ et N_0 .

3.2.1.1 Modèles de dépendance d'Ulbrich et d'Ulbrich-Atlas

3.2.1.1.1 Modèle de dépendance d'Ulbrich (1983)

Le premier modèle de dépendance des paramètres (μ, N_0) mis en jeu dans la relation (3.16) est proposé par [Ulbrich, 1983]. La dépendance liant le paramètre N_0 au paramètre de forme μ s'exprime alors par :

$$N_0 = 10^{-\mu} \times 6000 \exp(3.2\mu) \quad (3.29)$$

3.2.1.1.2 Modèle de dépendance d'Ulbrich-Atlas (1998)

Ce modèle de dépendance, détaillé dans [Ulbrich et Atlas, 1998], s'inspire à la fois des travaux de [Ulbrich, 1983] et de [Kozu et Nakamura, 1991]. En particulier, le modèle de dépendance de Kozu-Nakamura propose l'utilisation des moments statistiques pour exprimer la dépendance entre les paramètres mis en jeu dans (3.16). Conformément à [Kozu et Nakamura, 1991], le $x^{\text{ième}}$ moment M_x associé à la distribution granulométrique (3.16) est donné par :

$$M_x = N_0 \frac{\Gamma(\mu + x + 1)}{\Lambda^{\mu+x+1}} \quad (3.30)$$

Ces moments statistiques sont des entrées du modèle de dépendance et permettent par la suite de calculer les valeurs de μ , N_0 et Λ à partir de données expérimentales de précipitation et de mesures de disdromètres. Les paramétrages proposés dans [Kozu et Nakamura, 1991] s'appuient donc sur des données expérimentales spécifiques et reflètent par conséquent une climatologie locale.

Le modèle de dépendance d'Ulbrich-Atlas [Ulbrich et Atlas, 1998] reprend les travaux de [Kozu et Nakamura, 1991], en adaptant la méthode, pour finalement proposer la relation de dépendance suivante entre les paramètres μ et N_0 :

$$N_0 = 10^{-\mu} \times 6730 \exp(3.75\mu) \quad (3.31)$$

Ainsi, en fixant la valeur du paramètre de forme μ , selon le modèle de dépendance retenu, N_0 dérive de (3.29) (modèle d'Ulbrich) ou de (3.31) (modèle d'Ulbrich-Atlas). Le paramètre de pente Λ est ensuite donné par (3.26). En conséquence, aucun des trois paramètres de la loi

gamma utilisés dans (3.16) n'est dans ce contexte totalement indépendant, à l'inverse du modèle de Marshall-Palmer.

3.2.1.1.3 Comparaison des modèles de dépendance

La Figure 3-4 présente la relation entre les paramètres μ et N_0 pour les 2 modèles de dépendance retenus. En rouge est représenté le modèle de dépendance d'Ulbrich (relation (3.29)) et en bleu celui d'Ulbrich-Atlas (relation (3.31)). En noir sont également représentées les valeurs de μ et de N_0 du modèle de Marshall-Palmer ($\mu = 0$ et $N_0 = 8000 \text{ mm}^{-1} \cdot \text{m}^{-3}$).

Les deux modèles de dépendance ont des comportements différents. Toutefois, pour $\mu = 0$, $N_{0,Ulbrich} = 6000 \text{ mm}^{-1} \cdot \text{m}^{-3}$ et $N_{0,Ulbrich-Atlas} = 6730 \text{ mm}^{-1} \cdot \text{m}^{-3}$, ce qui – compte tenu des valeurs de N_0 engagées (variant sur plusieurs décades) – est assez proche de la valeur de N_0 utilisée dans le modèle de Marshall-Palmer.

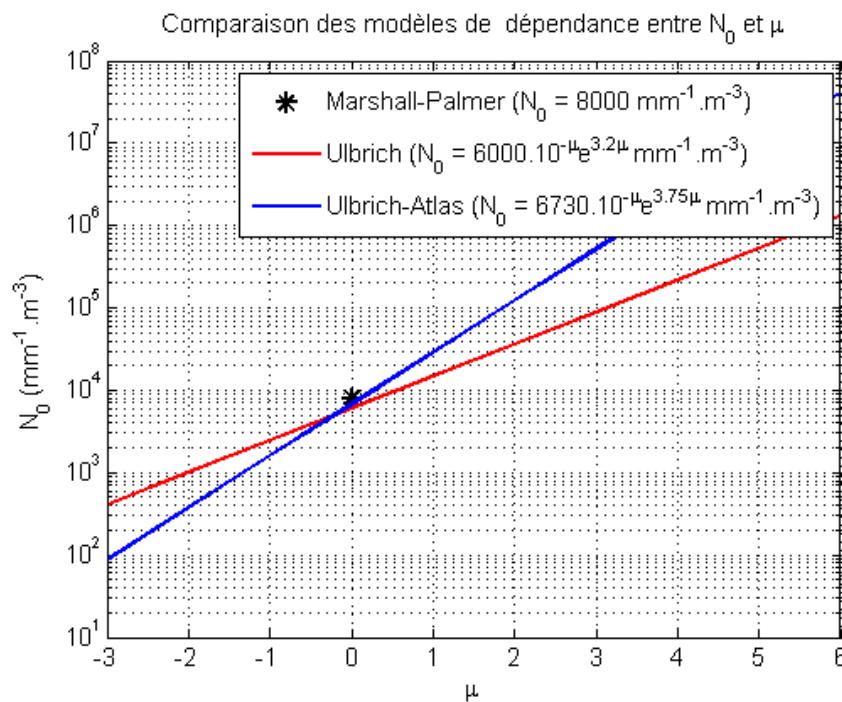


Figure 3-4 : Comparaison des modèles de dépendance (μ, N_0)

3.2.1.2 Sensibilité des modèles granulométriques $N(D)$

Les modèles de dépendance (μ, N_0) étant définis, il convient désormais d'étudier la sensibilité des différentes distributions granulométriques à la masse d'eau par unité de volume d'air M_r . Pour ce faire, deux études vont être menées :

- une première permettant de comparer les distributions granulométriques $N(D)$ issues des différents modèles en prenant une valeur de masse d'eau par unité de volume d'air M_r constante;
- une seconde effectuant une comparaison similaire, mais cette fois pour différentes valeurs de M_r , afin d'évaluer l'impact de cette variable dont la valeur résulte des sorties de WRF (cf. relation (3.24)).

Modèle		Expression de $N(D)$
Marshall-Palmer		$N(D) = 8000 \exp(-2.24 M_r^{-0.25} D)$
Ulbrich	$\mu = -2$	$N(D) = 997 D^{-2} \exp(-0.73 M_r^{-0.50} D)$
	$\mu = -1$	$N(D) = 2446 D^{-1} \exp(-1.37 M_r^{-0.33} D)$
	$\mu = 0$	$N(D) = 6000 \exp(-2.08 M_r^{-0.25} D)$
	$\mu = +1$	$N(D) = 14720 D \exp(-2.85 M_r^{-0.20} D)$
	$\mu = +2$	$N(D) = 36111 D^2 \exp(-3.64 M_r^{-0.17} D)$
Ulbrich-Atlas	$\mu = -2$	$N(D) = 352 D^{-2} \exp(-0.42 M_r^{-0.50} D)$
	$\mu = -1$	$N(D) = 1498 D^{-1} \exp(-1.17 M_r^{-0.33} D)$
	$\mu = 0$	$N(D) = 6370 \exp(-2.12 M_r^{-0.25} D)$
	$\mu = +1$	$N(D) = 27086 D \exp(-3.20 M_r^{-0.20} D)$
	$\mu = +2$	$N(D) = 115172 D^2 \exp(-4.42 M_r^{-0.17} D)$

Tableau 3-2 : Expression des distributions granulométriques des gouttes de pluies $N(D)$ en fonction des modèles de dépendance et des configurations retenues

Les comparaisons vont être effectuées sur les trois modèles de distribution des tailles des gouttes précédemment introduits:

- le modèle de Marshall-Palmer [**Marshall et Palmer, 1948**] ;
- le modèle d'Ulbrich [**Ulbrich, 1983**] ;
- le modèle d'Ulbrich-Atlas [**Ulbrich-Atlas, 1998**].

Pour ces deux derniers modèles, plusieurs configurations (correspondant à différentes valeurs du paramètre de forme μ) seront testées.

De la même manière que pour la relation (3.28), le Tableau 3-2 présente, suivant les modèles et les configurations, l'expression de la distribution granulométrique des gouttes de pluie $N(D)$ pour des valeurs de paramètre de forme μ prenant des valeurs discrètes entre -2 et $+2$ conformément à la littérature [**Ulbrich, 1983**][**Ulbrich et Atlas, 1998**].

3.2.1.2.1 Comparaison des modèles à M_r constant

Dans ce premier exercice, la valeur du paramètre de forme μ va être fixée aux valeurs entières (-2 , 0 et $+2$). Pour l'ensemble des comparaisons qui seront effectuées dans ce paragraphe, la valeur M_r de masse d'eau par unité de volume est fixée à 1 g.m^{-3} [**Thompson, 2007**]. La Figure 3-5 présente les distributions granulométriques $N(D)$ issues des modèles de Marshall-Palmer (en noir), d'Ulbrich (en rouge) et d'Ulbrich-Atlas (en bleu). Pour ces deux derniers modèles, la valeur du paramètre de forme μ est fixée à 0 .

Les résultats de la Figure 3-5 sont sans surprise : les modèles de dépendance illustrés sur la Figure 3-4 étant similaires pour $\mu=0$, les trois distributions $N(D)$ sont très proches pour un paramètre de forme μ fixée à 0 . La Figure 3-6 représente les distributions d'Ulbrich et d'Ulbrich-Atlas pour des valeurs de μ fixées à -2 , 0 et 2 .

Quel que soit le modèle utilisé, pour des diamètres compris entre 0.3 mm et 3 mm , les distributions ont des comportements similaires. Cependant, la concentration de gouttes de pluie dont les diamètres sont inférieurs à 0.3 mm est plus importante lorsque $\mu = -2$. La même observation peut être faite lorsqu'on analyse la concentration de gouttes de pluie dont les diamètres sont supérieurs à 3 mm . Lorsque le paramètre de forme μ est égal à 2 , c'est l'observation inverse qui peut être faite. Pour les diamètres de gouttes de pluie supérieurs à 3 mm , il est également notable que les écarts entre les différentes distributions sont assez marqués, à l'inverse de ce qui peut être observé pour des diamètres inférieurs.

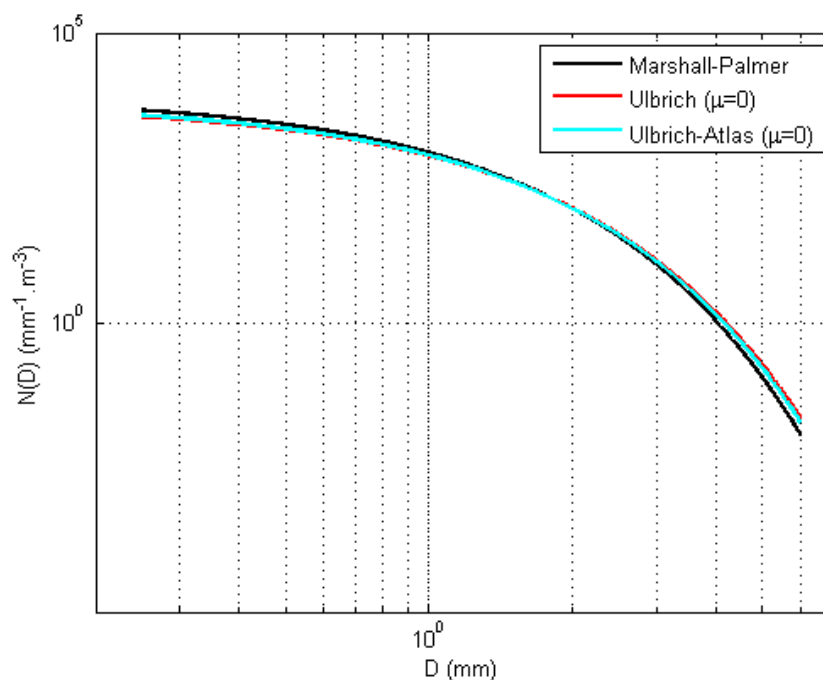


Figure 3-5 : Comparaison des modèles de granulométrie de Marshall-Palmer (en noir), d'Ulbrich (en rouge) et d'Ulbrich-Atlas (en bleu), avec $\mu = 0$

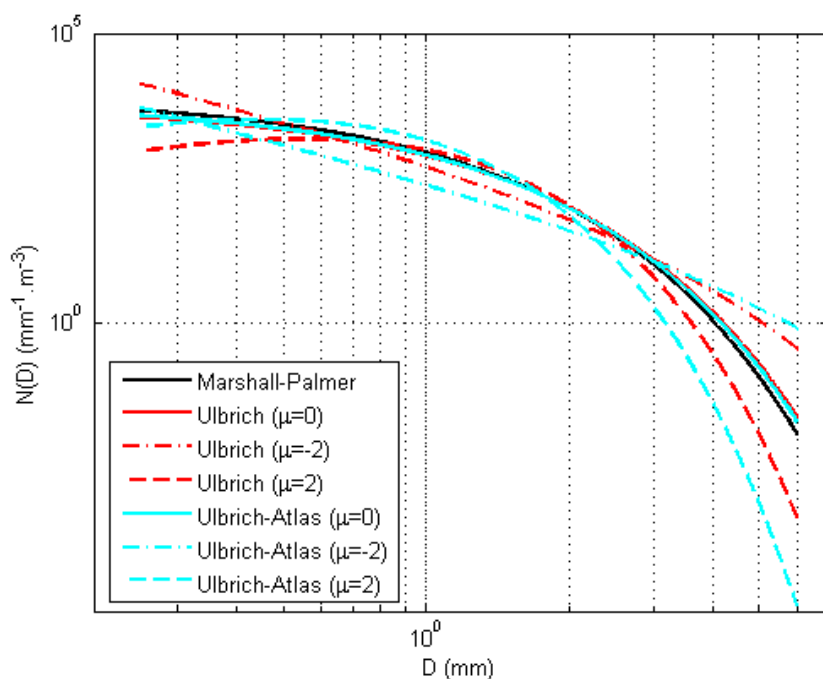


Figure 3-6 : Comparaison des modèles de granulométrie d'Ulbrich (en rouge) et d'Ulbrich-Atlas (en bleu) pour $\mu \in \{-2, 0, 2\}$

De plus, c'est le modèle d'Ulbrich-Atlas qui semble être le plus sensible à la valeur du paramètre de forme μ comme suggéré par la Figure 3-4 où la pente du modèle de dépendance d'Ulbrich-Atlas est la plus importante.

Le choix du modèle de granulométrie est donc important, étant donné que d'une part les comportements de ces modèles sont assez différents les uns des autres et que d'autres part $N(D)$ est un paramètre clé dans le calcul de l'atténuation spécifique γ_{rain} , et donc dans le calcul de l'atténuation due à la pluie sur une liaison donnée.

Cependant, les auteurs des différents modèles s'accordent à dire que si l'utilisation d'une loi gamma modifiée (relation (3.16)) est conseillée, son paramétrage à partir de données expérimentales est également nécessaire, afin de proposer un modèle granulométrique qui soit le plus représentatif de la climatologie locale. De même, le choix de la valeur de μ est souvent laissé libre mais l'usage est de considérer des valeurs entières, généralement comprises entre -2 et 3 [Ulbrich, 1983][Ulbrich et Atlas, 1998]. Une possible interprétation physique du paramètre de forme μ consisterait à dire qu'à l'intérieur d'un nuage, du fait des conditions de saturation empêchant l'évaporation des petites gouttes, une valeur réaliste de μ serait 0 (beaucoup de petites gouttes, peu de grosses gouttes). En revanche, à l'extérieur d'un nuage, où les petites gouttes s'évaporent au contact d'un air plus sec, la valeur $\mu = 2$ est préconisée (moins de petites gouttes qu'avec les autres valeurs du paramètre de forme μ et très peu de grosses gouttes). Les valeurs négatives du paramètre de forme correspondraient alors à des événements convectifs, où la concentration de grosses gouttes (diamètres supérieurs à 3 mm) est importante. Quoi qu'il en soit, il est clair que ce paramètre conditionne la distribution granulométrique $N(D)$ et que sa détermination nécessite la régression de distributions granulométriques expérimentales, lesquelles ne sont pas disponibles dans le cadre de cette thèse.

3.2.1.2.2 Comparaison des modèles à M_r variable

Les comparaisons précédentes ont permis de voir l'influence du paramètre de forme μ sur les modèles d'Ulbrich [Ulbrich, 1983] et d'Ulbrich-Atlas [Ulbrich et Atlas, 1998] pour une valeur de masse d'eau par unité de volume M_r arbitrairement fixée à $1 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$. D'après la relation (3.24), cette grandeur dépend directement de la masse d'eau par unité de masse d'air Q_r (en $\text{kg} \cdot \text{kg}^{-1}$), de la pression P (en Pa) et de la température T (en K) données par WRF. Ces sorties WRF dépendant du temps et des niveaux de pression, M_r possède les mêmes caractéristiques.

La variable M_r intervenant dans le calcul des distributions granulométriques $N(D)$, il est nécessaire de quantifier son influence avant d'établir l'impact des modèles de granulométrie sur le calcul de l'atténuation spécifique due à la pluie γ_{rain} . Conformément à [Thompson, 2007], M_r varie entre $0.03 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (correspondant à des nuages de type *cirrus*, nuages de glace à haute altitude, qui contiennent très peu d'eau liquide) et $3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (correspondant à des nuages de type *cumulonimbus*, contenant beaucoup d'eau liquide sur une forte extension verticale). L'idée dans cette section est de comparer les comportements des modèles de distribution granulométrique des gouttes de pluie suivant la valeur de M_r . Quatre valeurs seront testées :

- $M_r = 0.03 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (nuages de type *cirrus*) ;
- $M_r = 0.3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (nuages de type *cumulus*) ;
- $M_r = 1 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$;
- $M_r = 3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (nuages de type *cumulonimbus*).

Dans un premier temps, comme pour la Figure 3-5, la valeur du paramètre de forme μ pour les modèles d'Ulbrich et d'Ulbrich-Atlas sera fixée à 0. La Figure 3-7 présente les distributions granulométriques $N(D)$ issues des modèles de Marshall-Palmer, d'Ulbrich et d'Ulbrich-Atlas, avec des valeurs de masse d'eau par unité de volume d'air M_r variables. Conformément à la Figure 3-7, la proportion de grosses gouttes est une fonction croissante de M_r . La proportion de petites gouttes (diamètre inférieur à 0.5 mm) augmente elle aussi avec la valeur de M_r , dans des proportions cependant moindres que pour les grosses gouttes. Pour une valeur de M_r donnée, les distributions issues des différents modèles sont très proches, comme déjà souligné par la Figure 3-5.

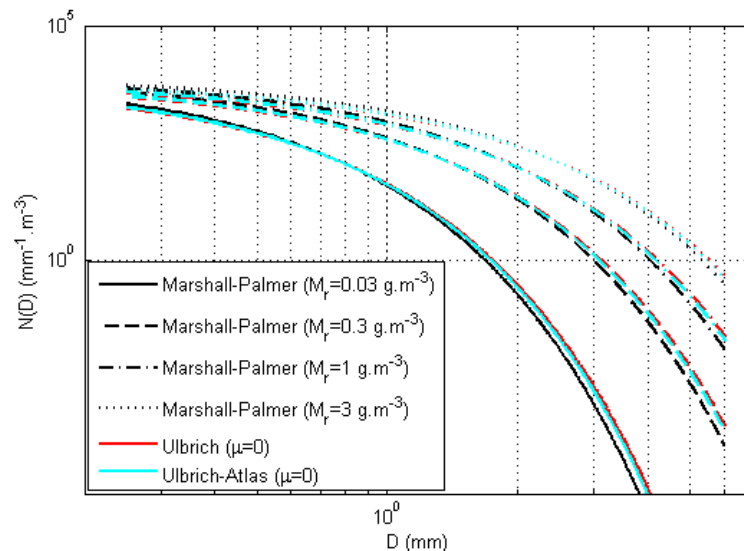


Figure 3-7 : Comparaison des modèles de distribution granulométrique $N(D)$ avec $\mu = 0$ et $M_r \in \{0.03, 0.3, 1, 3\}$

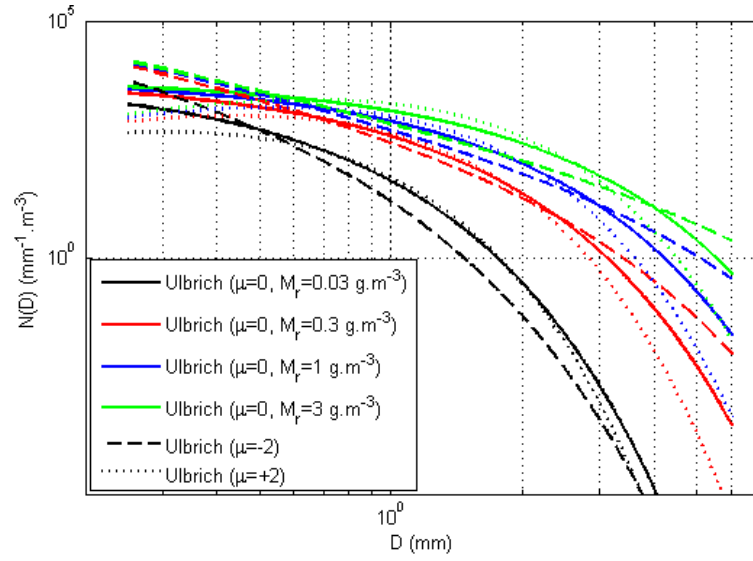


Figure 3-8 : Comparaison des distributions granulométriques $N(D)$ en utilisant le modèle d'Ulbrich avec $\mu \in \{-2, 0, 2\}$ et $M_r \in \{0.03, 0.3, 1, 3\}$

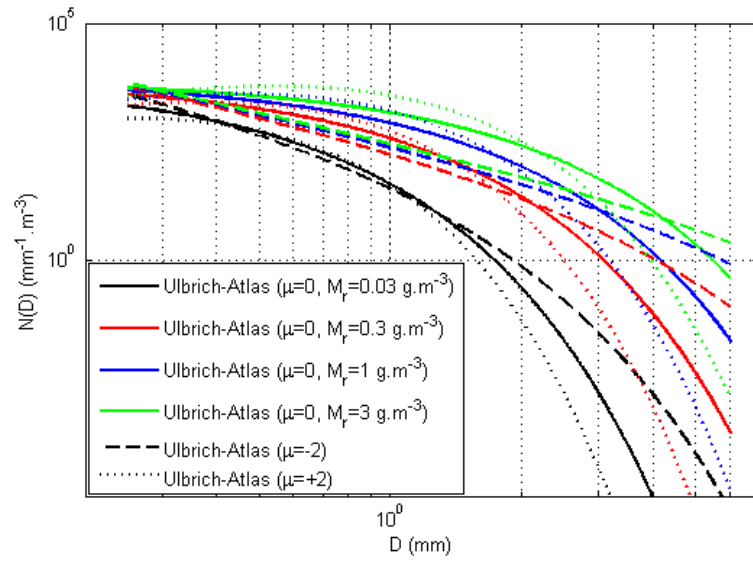


Figure 3-9 : Comparaison des distributions granulométriques $N(D)$ en utilisant le modèle d'Ulbrich-Atlas avec $\mu \in \{-2, 0, 2\}$ et $M_r \in \{0.03, 0.3, 1, 3\}$

La Figure 3-8 (respectivement Figure 3-9) présente les distributions granulométriques $N(D)$ issues du modèle d'Ulbrich (respectivement du modèle d'Ulbrich-Atlas) pour des valeurs du paramètre de forme μ fixées à -2, 0 et 2 et des valeurs M_r de 0.03, 0.03, 1 et $3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$. Une certaine proximité entre les distributions pour une même valeur de M_r peut être observée. Par ailleurs, pour un modèle et une valeur de μ donnés, les observations faites sur la Figure 3-7 (augmentation de la proportion de petites et de grosses gouttes avec M_r) restent valables.

En ce qui concerne les différences entre les deux modèles (Ulbrich et Ulbrich-Atlas), les distributions issues du modèle d'Ulbrich-Atlas ont des comportements assez similaires pour des diamètres de goutte de pluie inférieurs à 0.5 mm, tandis que les distributions du modèle d'Ulbrich sont plus dispersées dans cette même zone. Inversement, pour des diamètres de goutte de pluie supérieurs, la dispersion est plus marquée dans le cadre de l'utilisation du modèle d'Ulbrich-Atlas. Cette observation peut également être faite à partir de la Figure 3-6 et n'est pas illogique, au vue des expressions des distributions granulométriques (cf. Tableau 3-2). Conformément à la Figure 3-4 et pour $\mu > 0$, le rapport entre le paramètre N_0 et la paramètre de forme μ étant plus important pour le modèle d'Ulbrich-Atlas par rapport au modèle d'Ulbrich, les distributions granulométriques $N(D)$ sont de plus en plus en dispersées lorsque le diamètre des gouttes de pluie augmente. Ceci s'explique du fait que les coefficients intervenant dans la formulation de $N(D)$ (cf. Tableau 3-2) sont plus importants dans le cas du modèle d'Ulbrich-Atlas. Pour $\mu < 0$, c'est l'observation inverse qui peut être faite, le rapport entre le paramètre N_0 et le paramètre de forme μ étant alors plus important pour le modèle d'Ulbrich que pour le modèle d'Ulbrich-Atlas (cf. Figure 3-4).

En conclusion, que ce soit pour le modèle d'Ulbrich ou pour le modèle d'Ulbrich-Atlas, les influences du paramètre de forme μ ou de la masse d'eau par unité de volume d'air M_r sur les distributions granulométriques $N(D)$ sont significatives. Aussi, afin de proposer un paramétrage optimal des distributions granulométriques dans le module EMM, les CCDFs de propagation issues de WRF-EMM vont être comparées aux CCDFs expérimentales dérivées de la campagne de mesure multi-site conduite sur Toulouse par l'ONERA.

3.2.2 Impact des modèles de granulométrie $N(D)$ sur les CCDFs d'atténuation due à la pluie issues du modèle WRF-EMM

Si l'impact du paramètre de forme μ et de la masse d'eau par unité de volume d'air M_r sur les distributions granulométriques est évident, il est désormais nécessaire d'évaluer leur impact sur les CCDFs d'atténuation due à la pluie issues de WRF. Si l'impact de la valeur de ce paramètre de forme μ sur ces CCDFs est important, il deviendra nécessaire de proposer une

optimisation de la valeur de μ afin d'obtenir une configuration permettant d'approcher au mieux les ECCDFs d'atténuation due à la pluie.

Dans cette section, les valeurs M_r de masse d'eau par unité de volume d'air sont issues d'une simulation WRF (soit la partie "prévision météorologique" de la chaîne de simulation WRF-EMM, cf. Figure 3-1). L'idée est ensuite d'appliquer les différents modèles granulométriques $N(D)$, en considérant plusieurs paramètres de forme μ pour les modèles d'Ulbrich [Ulbrich, 1983] et d'Ulbrich-Atlas [Ulbrich et Atlas, 1998] afin de déterminer celui qui donne les résultats les plus représentatifs. La simulation WRF concerne une zone de $156 \times 156 \text{ km}^2$ autour du point de coordonnées $[1.19^\circ\text{E}, 43.36^\circ\text{N}]$ (au sud de Bérat en Haute-Garonne). Ce point a été choisi pour permettre de gagner du temps quant au téléchargement des données ERA-Interim (il permet de limiter le nombre de fichiers à télécharger depuis l'API de l'ECMWF sur laquelle la vitesse de téléchargement est parfois aléatoire). Le point d'étude est fixé à l'ONERA Toulouse, de coordonnées $[1.4716^\circ\text{E}, 43.5710^\circ\text{N}]$ (toit du bâtiment H abritant le DEMR), à environ 33 km au Nord-Est du point central de la grille. L'année concernée par cette simulation est l'année 2014 où la disponibilité expérimentale atteint 99.1%.

Une fois la simulation WRF effectuée et les valeurs de masse d'eau par unité de masse d'air Q_r (en $\text{kg} \cdot \text{kg}^{-1}$), de pression P (en Pa) et de température T (en K) calculées pour chacun des pixels et chacune des couches verticales du domaine d03 (cf. Tableau 3-1), le module électromagnétique EMM est alors configuré pour simuler une liaison satellite entre le site de Toulouse et le satellite ASTRA-3B (23.5°E) (configuration pour laquelle 7 années de mesures sont disponibles à l'ONERA), à une fréquence de 20.2 GHz. Pour cette même liaison – identique à celle utilisée expérimentalement dans [Boulanger et al., 2016] – et pour la même simulation WRF, les modèles de Marshall-Palmer [Marshall et Palmer, 1948], d'Ulbrich [Ulbrich, 1983] et d'Ulbrich-Atlas [Ulbrich et Atlas, 1998] sont utilisés pour le calcul des distributions granulométriques $N(D)$ (cf. Tableau 3-2). Dans le même temps, la section efficace d'extinction $\sigma_{ext}(D, f, T)$ (relation (3.5)) est également calculée afin d'obtenir la variation de l'atténuation spécifique due à la pluie γ_{rain} en dB/km (relation (3.3)) le long de la liaison.

Ensuite, ces atténuations spécifiques γ_{rain} sont converties en atténuations dues à la pluie A_{rain} (en dB) en les intégrant le long de la liaison, pour chaque section du maillage 3D. L'intégration s'effectue de manière précise, c'est-à-dire qu'est préalablement calculée pour chaque section $S_{i,j,k}$ la longueur $l_{i,j,k}$ traversée par la liaison sur cette section, où i représente l'indice de la section en longitude, j celui en latitude et k celui en altitude. La Figure 3-10 présente le principe de cette intégration.

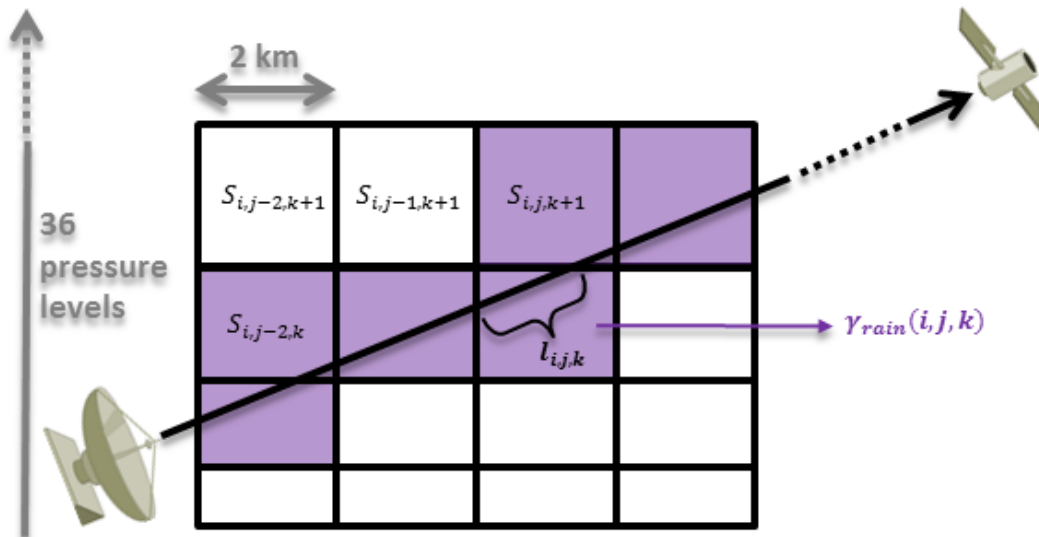


Figure 3-10 : Principe de l'intégration des atténuations spécifiques γ_{rain} le long de la liaison (longitude i constante)

Les Figures 3-11 et 3-12 présentent les distributions d'atténuation due à la pluie issues de la simulation WRF et des différentes configurations du module EMM sur l'année 2014 par rapport à la distribution expérimentale du même type issue de la campagne de mesure toulousaine en 2014. Les distributions ont été calculées à partir de données (synthétiques ou expérimentales) strictement concurrentes, telles que :

- les données expérimentales ont été sous-échantillonnées pour correspondre à la période d'échantillonnage des données issues du simulateur WRF-EMM, soit 5 minutes ;
- la disponibilité des données issues des simulations est identique à la disponibilité expérimentale, en retirant des simulations les périodes où expérimentalement, les données n'ont pas pu être recueillies (du fait par exemple d'un problème technique).

Dans la suite de ce chapitre, sauf mention contraire, cette hypothèse de stricte concurrence est utilisée.

Pour évaluer la capacité de WRF à reproduire des distributions expérimentales, c'est la métrique ITUE qui sera utilisée. Intégrée dans la Recommandation ITU-R P.311-15 [ITU-R P.311-15], cette métrique a été présentée au cours du chapitre 2 (section 2.1.1.2) et sera appliquée sur le vecteur de pourcentage de temps $\mathbf{p} = [0.005\%, 0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$, et sur les deux décades qui composent ce vecteur (de 0.005% à 0.05% et de 0.1% à 1%).

La métrique CPLRE (cf. section 2.1.1.1 du chapitre 2) a aussi été utilisée. Mais elle ne sera pas reportée dans la suite du fait qu'elle renvoie une hiérarchie identique à celle renvoyée par la métrique ITUE. Enfin, la nouvelle métrique de test présentée dans le chapitre 2 ne sera pas employée ici. En effet, WRF est un modèle météorologique contraint toutes les 6 heures par les données ERA-Interim : le modèle WRF-EMM diffère donc fondamentalement des modèles stochastiques présentées dans le chapitre 1. Son évaluation tient donc en sa capacité à reproduire le plus fidèlement possible les données de propagation collectées en 2014 sur Toulouse. L'introduction des variabilités statistiques est donc inutile, l'objectif étant d'obtenir une distribution d'atténuation due à la pluie issue de WRF-EMM qui soit la plus proche possible de la distribution expérimentale pour la même durée d'acquisition et à une fréquence d'échantillonnage identique (WRF-EMM doit reproduire l'ECCDF expérimentale sur la même période). Le Tableau 3-3 compile les valeurs obtenues avec ces métriques de tests appliquées aux distributions représentées sur les Figure 3-11 et 3-12.

Sur les Figures 3-11 et 3-12 sont également tracées les distributions d'atténuation due à la pluie long-terme en utilisant la Recommandation ITU-R P.618-12 **[ITU-R P.618-12]** nourrie en entrée par l'intensité de précipitation $R_{0.01}$ dépassée pendant 0.01% d'une année moyenne extraite de la Recommandation ITU-R P.837-6 **[ITU-R P.837-6]**.

La première chose à remarquer est la proximité importante entre l'ECCDF et les CCDFs issues de la simulation WRF-EMM que ce soit en utilisant le modèle de Marshall-Palmer **[Marshall et Palmer, 1948]**, le modèle d'Ulbrich **[Ulbrich, 1983]** avec $\mu \in [-2, 0, 2]$ et le modèle d'Ulbrich-Atlas **[Ulbrich et Atlas, 1998]** avec $\mu = 0$. Cette proximité est reflétée à la fois par les observations visuelles sur les Figures 3-11 et 3-12 et par les valeurs renvoyées par la métrique ITUE compilées dans le Tableau 3-3.

Si l'impact du paramètre de forme μ semble limité sur les distributions qui utilisent le modèle d'Ulbrich (Figure 3-11), l'impact de la valeur de ce paramètre est beaucoup plus conséquent sur les distributions qui utilisent le modèle d'Ulbrich-Atlas (Figure 3-12). En s'appuyant sur les valeurs consignées dans le Tableau 3-3, ce sont les modèles d'Ulbrich avec $\mu = -2$ et d'Ulbrich-Atlas avec $\mu = -1$ qui présentent les meilleurs résultats sur l'ensemble des probabilités p . De plus, sur la décade des faibles probabilités (de 0.005% à 0.05%), les meilleurs résultats sont obtenus avec le modèle d'Ulbrich avec $\mu = 0$ et $\mu = 2$ tandis que sur la décade des fortes probabilités (de 0.1% à 1%), l'utilisation du modèle d'Ulbrich-Atlas avec $\mu = -2$ permet d'obtenir des résultats très satisfaisants.

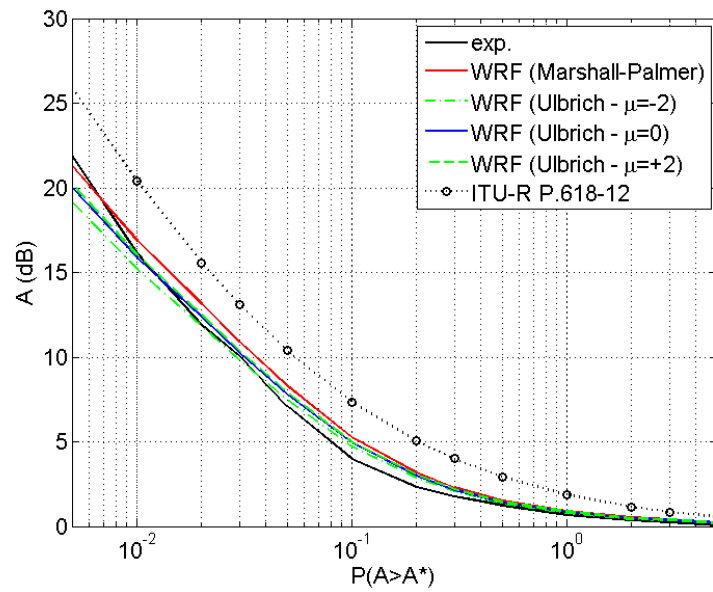


Figure 3-11 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 (modèle de Marshall-Palmer et d'Ulrich avec $\mu \in [-2, 0, 2]$)

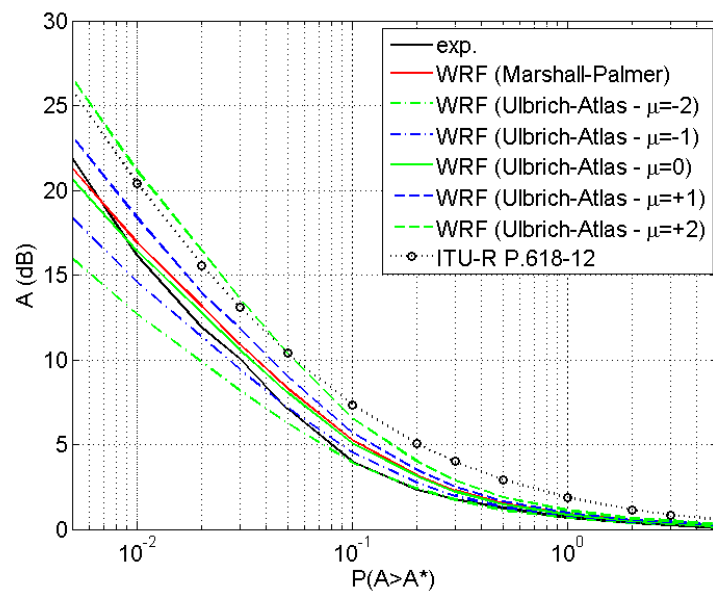


Figure 3-12 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 (modèle de Marshall-Palmer et d'Ulrich-Atlas avec $\mu \in [-2, -1, 0, 1, 2]$)

Modèle	ITUE		
	0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
Marshall-Palmer	0.10	0.19	0.15
Ulbrich ($\mu = -2$)	0.08	0.12	0.10
Ulbrich ($\mu = 0$)	0.07	0.15	0.12
Ulbrich ($\mu = 2$)	0.07	0.16	0.12
Ulbrich-Atlas ($\mu = -2$)	0.23	0.04	0.16
Ulbrich-Atlas ($\mu = -1$)	0.10	0.09	0.10
Ulbrich-Atlas ($\mu = 0$)	0.08	0.17	0.13
Ulbrich-Atlas ($\mu = 1$)	0.16	0.25	0.21
Ulbrich-Atlas ($\mu = 2$)	0.30	0.35	0.32
Rec. ITU-R P.618-12	0.27	0.56	0.44

Tableau 3-3 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014

Dans tous les cas, selon la décade d'étude, le ou les modèles présentant les meilleurs résultats changent. Si les distributions qui utilisent ces modèles sont particulièrement proches de la distribution expérimentale, le fait que certains modèles permettent d'atteindre des meilleurs résultats sur une certaine décade (et inversement) soulève une nouvelle opportunité : celle de coupler deux modèles, le premier fonctionnant aux pourcentages de temps forts (avec un paramètre de forme μ probablement inférieur ou égal à 0) et le second fonctionnant aux pourcentages de temps faibles (avec μ probablement supérieur ou égal à 0). Ce résultat confirme l'intérêt de n'utiliser que le modèle d'Ulbrich-Atlas dans la suite de cette étude, puisqu'il est plus sensible à la valeur du paramètre de forme μ , ce qui donne plus de souplesse dans l'optimisation à venir.

3.2.3 Optimisation de l'EMM à partir d'un paramétrage mixte pour le calcul des distributions granulométriques $N(D)$

Si le choix des valeurs du paramètre de forme μ est important, le choix de la frontière d'utilisation des deux modèles est primordial et doit être fait sur un paramètre physique. En particulier, le calcul des atténuations se basant sur les données de pression P , de température T et du contenu intégré en eau liquide précipitante Q_r , cette frontière devra avant tout dépendre de ces trois paramètres. Précisément, la variable M_r (masse d'eau par unité de volume d'air), qui s'exprime par la relation (3.24), permet de prendre en compte ces trois

paramètres et d'exprimer les distributions granulométriques de manière simple (cf. Tableau 3-2). Comme indiqué précédemment, les valeurs de masse d'eau par unité de volume d'air M_r varient généralement entre $0.03 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (correspondant à des nuages de type *cirrus*) et $3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (correspondant à des nuages de type *cumulonimbus*) [Thompson, 2007]. En résumé, suivant la valeur de M_r , l'intensité des précipitations change : plus la masse d'eau liquide précipitante par unité de volume d'air augmente, et plus les précipitations sont intenses.

L'idée est donc ici d'utiliser le modèle d'Ulbrich-Atlas [Ulbrich et Atlas, 1998] en changeant la valeur du paramètre de forme μ en fonction de la valeur de la variable M_r : suivant qu'une valeur seuil $M_{r,threshold}$ est dépassée ou non, un paramètre de forme $\mu_{M_r < M_{r,threshold}}$ ou $\mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}$ est appliqué. Comme il l'a été vu dans la section précédente, plus la valeur de μ est importante lors de l'utilisation du modèle d'Ulbrich-Atlas et plus la distribution d'atténuation due à la pluie résultante aura une concavité importante et des valeurs d'atténuation due à la pluie plus importantes pour des pourcentages de temps identiques. En d'autres termes, tout se passe comme si l'utilisation du modèle d'Ulbrich-Atlas avec $\mu_{M_r < M_{r,threshold}}$ représente les événements stratiformes tandis que l'utilisation de ce même modèle avec $\mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}$ représente les événements convectifs. Dès lors, l'introduction du seuil $M_{r,threshold}$ va permettre de changer la concavité de la distribution d'atténuation due à la pluie à partir d'un certain pourcentage de temps. Cela étant, un double travail d'optimisation est à effectuer, à la fois sur la valeur du seuil $M_{r,threshold}$ et sur la valeur des paramètres de forme $\mu_{M_r < M_{r,threshold}}$ et $\mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}$. Pour ce faire, le module EMM a été adapté pour être utilisé avec plusieurs valeurs seuils $M_{r,threshold}$ et par la suite plusieurs couples $\{\mu_{M_r < M_{r,threshold}}, \mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}\}$.

Est à présent noté $UA(M_{r,threshold}, \{\mu_{M_r < M_{r,threshold}}, \mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}\})$ la configuration du module EMM utilisé. Par exemple, $UA(1.3, \{-1, 1\})$ renvoie à une configuration du module EMM utilisant le modèle Ulbrich-Atlas avec $M_{r,threshold} = 1.3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$, $\mu_{M_r < M_{r,threshold}} = -1$ et $\mu_{M_r \geq M_{r,threshold}} = 1$. La Figure 3-13 présente quelques exemples de séries temporelles d'atténuation due à la pluie générées à partir de la même série temporelle de masse d'eau par unité de volume d'air M_r , suivant quatre configurations $UA(M_{r,threshold}, \{\mu_{M_r < M_{r,threshold}}, \mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}\})$ différentes. Suivant le seuil $M_{r,threshold}$ choisi et le couple $\{\mu_{M_r < M_{r,threshold}}, \mu_{M_r \geq M_{r,threshold}}\}$ choisi, les dynamiques des séries temporelles changent plus ou moins suivant la valeur d'atténuation : plus la valeur d'atténuation est importante et plus les écarts entre les séries temporelles s'accroissent, du fait qu'à chaque fois un seuillage et un couple de paramètres de forme différents sont appliqués.

Cette différence dans les comportements – bien que légère – aura une conséquence certaine sur les distributions d'atténuations due à la pluie.

Dans le cadre de cette étude, les valeurs seuils testées de $M_{r,threshold}$ sont de 0.7, 0.9, 1.1, 1.3, 1.5 et $1.7 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$. Ces valeurs sont cohérentes avec la littérature. En effet, conformément à [Thompson, 2007], la masse d'eau par unité de volume d'air qui est classiquement rapportée varie entre $0.03 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (nuages de type *cirrus* dont l'altitude est comprise entre 5000 et 14 000 mètres, essentiellement formés de cristaux de glace et ne causant aucune précipitation) et 1 ou $3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (nuages de type *cumulus congestus* ou *cumulonimbus*, très étirés verticalement, gorgés d'eau et responsables d'évènements convectifs). D'autres nuages, comme les *stratus* et les *stratocumulus*, responsables de brouillards, de brumes, de bruines ou de précipitations relativement faibles, ont des valeurs de masse d'eau par unité de volume d'air autour de $0.3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ (brouillard/bruine épais/épaisse) voire jusqu'à $0.5 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ pour des précipitations relativement faibles. Dans les cas de tempêtes tropicales ou de cyclones, les masses d'eau rencontrées dépassent très souvent les $3 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$ et peuvent même dépasser les $5 \text{ g} \cdot \text{m}^{-3}$. En résumé, étant donnée la zone climatique testée ici (climat méditerranéen sous influence océanique), les valeurs seuils $M_{r,threshold}$ sélectionnées paraissent appropriées. Il n'est cependant pas question ici d'établir une frontière entre les évènements stratiformes et les évènements convectifs. En effet, même si la masse d'eau par unité de volume d'air et les différents type de précipitation semblent indéniablement liés, il s'agit avant tout de trouver une valeur limite permettant un changement de méthode de calcul des atténuations dues aux précipitations dans le but de mieux représenter le comportement des CCDFs d'atténuation due à la pluie issues du modèle WRF-EMM.

Pour chacune des valeurs seuils $M_{r,threshold}$ précédemment évoquées, plusieurs combinaisons sont testées à partir des observations faites sur la Figure 3-12 et des résultats consignés dans le Tableau 3-3. Le couple $\{-2, 0\}$ a été le premier à avoir été testé, du fait des résultats satisfaisants fournis par ces deux paramètres de forme μ sur leurs décades respectives (cf. Tableau 3-3). Après plusieurs essais, deux autres couples ont ensuite été étudiés, le couple $\{-2, -1\}$ et le couple $\{-1, +1\}$ et quatre configurations fournissant des résultats tout à fait satisfaisants ont pu être trouvées :

- $UA(1.1, \{-2, 0\})$;
- $UA(0.7, \{-2, -1\})$;
- $UA(0.9, \{-2, -1\})$;
- $UA(1.3, \{-1, 1\})$.

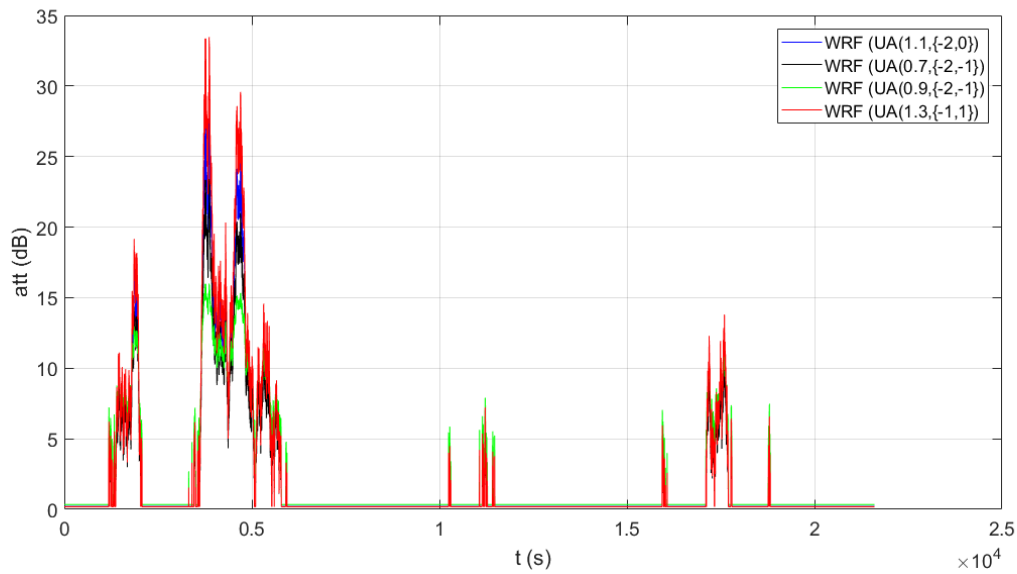


Figure 3-13 : Exemple de séries temporelles d'atténuation due à la pluie générées via le simulateur WRF-EMM pour différentes configurations du module EMM

La Figure 3-14 présente les distributions issues de ces différentes configurations, ainsi que la distribution issue de l'utilisation du modèle de Marshall-Palmer à titre de comparaison. Le Tableau 3-4 compile les valeurs d'ITUE, métrique appliquée de manière identique par rapport à ce qui est présenté dans le Tableau 3-3.

Quelle que soit la configuration utilisée, les modèles de granulométrie hybride permettent une amélioration certaine par rapport à l'utilisation des modèles classiques. Les quatre configurations retenues ici renvoient des valeurs d'ITUE plus faibles que si un unique modèle est utilisé (cf. Tableaux 3-3 et 3-4). En particulier, deux configurations semblent particulièrement efficaces :

- la configuration $UA(1.1, \{-2, 0\})$, qui présente les meilleurs résultats à la fois sur la décade des probabilités faibles (de 0.005% à 0.05%) et sur la décade des probabilités fortes (de 0.1% à 1%) ;
- la configuration $UA(1.3, \{-1, 1\})$, dont la distribution résultante possède un comportement très proche de la distribution utilisant la configuration $UA(1.1, \{-2, 0\})$ sur les faibles pourcentages de temps.

Les deux autres configurations ($UA(0.7, \{-2, -1\})$ et $UA(0.9, \{-2, -1\})$) présentent des comportements aux faibles pourcentages de temps nettement moins satisfaisants que les deux autres, malgré des résultats similaires aux forts pourcentages de temps.

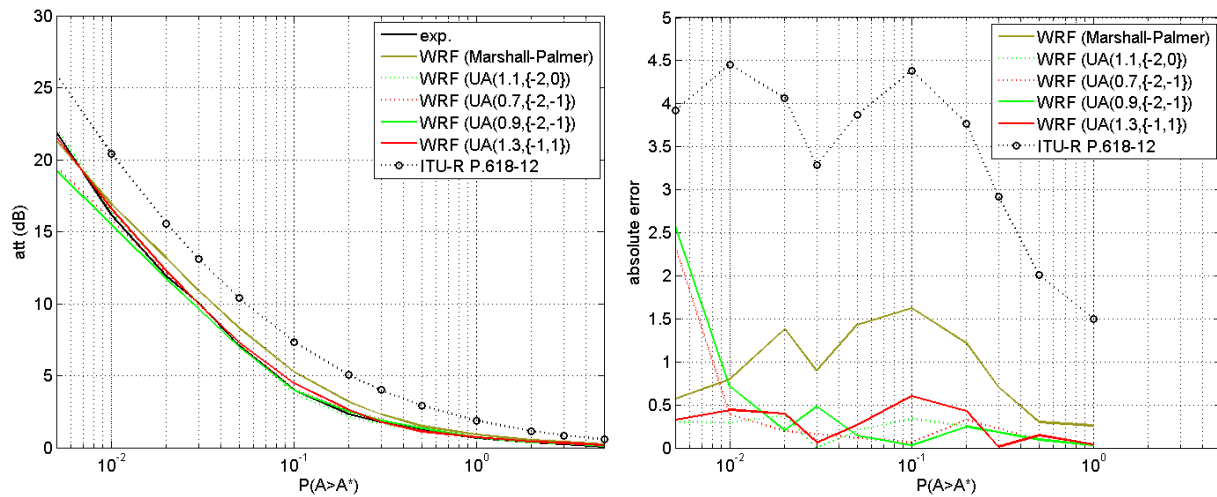


Figure 3-14 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie (gauche) et des erreurs absolues avec la mesure (droite) pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

Modèle	ITUE		
	0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
Marshall-Palmer	0.10	0.19	0.15
$UA(1.1, \{-2, 0\})$	0.02	0.05	0.04
$UA(0.7, \{-2, -1\})$	0.06	0.05	0.05
$UA(0.9, \{-2, -1\})$	0.07	0.05	0.06
$UA(1.3, \{-1, 1\})$	0.03	0.07	0.05
Rec. ITU-R P.618-12	0.27	0.56	0.44

Tableau 3-4 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

Ces quatre configurations présentent donc des résultats tout à fait satisfaisants, même si les configurations $UA(1.1, \{-2, 0\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$ émergent. Toutefois, ce travail d'optimisation n'a pour le moment été conduit que pour le site de Toulouse, sur l'année 2014. Dans l'optique de proposer une configuration du module EMM qui soit unique et la plus globale possible, il est alors nécessaire de tester ces quatre configurations pour d'autres sites situés dans le Sud de la France et plusieurs autres pays d'Europe, avant de fixer un choix définitif (du moins en ce qui concerne les climats tempérés rencontrés en Europe).

3.3 Comparaison des sorties du modèle avec les résultats expérimentaux de la campagne de mesure ONERA-CNES

La campagne de mesure ONERA-CNES en diversité de site [Boulanger et al., 2016] a permis de récolter des données de propagation sur cinq sites dans le Sud de la France entre juillet 2013 et décembre 2014. Les cinq sites étaient en liaison avec le satellite ASTRA-3B à 20.2 GHz. Les positions de ces cinq sites sont représentées sur la Figure 3-15, le Tableau 3-5 compile quant à lui les coordonnées et les caractéristiques des liaisons satellites pour chacun de ces cinq sites. Enfin, le Tableau 3-6 contient les distances entre les différents sites.

Du fait de la position des sites, deux configurations de diversité ont pu être testées durant cette campagne :

- une configuration de micro-diversité, concernant trois sites (Toulouse, Aussaguel et Le Fauga), distants d'au plus 25 km ;
- une configuration de macro-diversité, concernant également trois sites (Toulouse, Aire-Sur-L'Adour et Salon de Provence), distants d'au moins 100 km.

Cette campagne a permis de mesurer les atténuations en excès et les atténuations totales sur chacun des sites, entre le 1^{er} juillet 2013 et le 31 décembre 2014, avec des disponibilités et des dates effectives de mesures différentes pour chacune des liaisons. Quelques problèmes techniques ont en effet empêché de récolter un an et demi de données sur les cinq sites à la fois. Sur deux sites en simultané, la durée maximale atteinte est d'environ 18 mois (Toulouse – Salon de Provence), sur 3 sites jusqu'à environ 1 an (Toulouse – Salon de Provence – Le Fauga) et pour 4 sites jusqu'à 6 mois environ (Toulouse – Salon de Provence – Le Fauga – Aire-Sur-L'Adour et Toulouse – Salon de Provence – Le Fauga – Aussaguel). Une panne importante du PC d'acquisition du récepteur installé à Aire-Sur-L'Adour durant la seconde moitié de l'année 2014 a empêché de récolter plus de données sur les cinq sites en même temps.

Au niveau des résultats, l'étude s'est à la fois intéressée à l'établissement des ECCDFs d'atténuation totale et en excès pour chacun des sites et – pour chaque couple de site – des distributions d'atténuation jointe expérimentale (*Experimental Joint Complementary Cumulative Distribution Function*, EJCCDF).

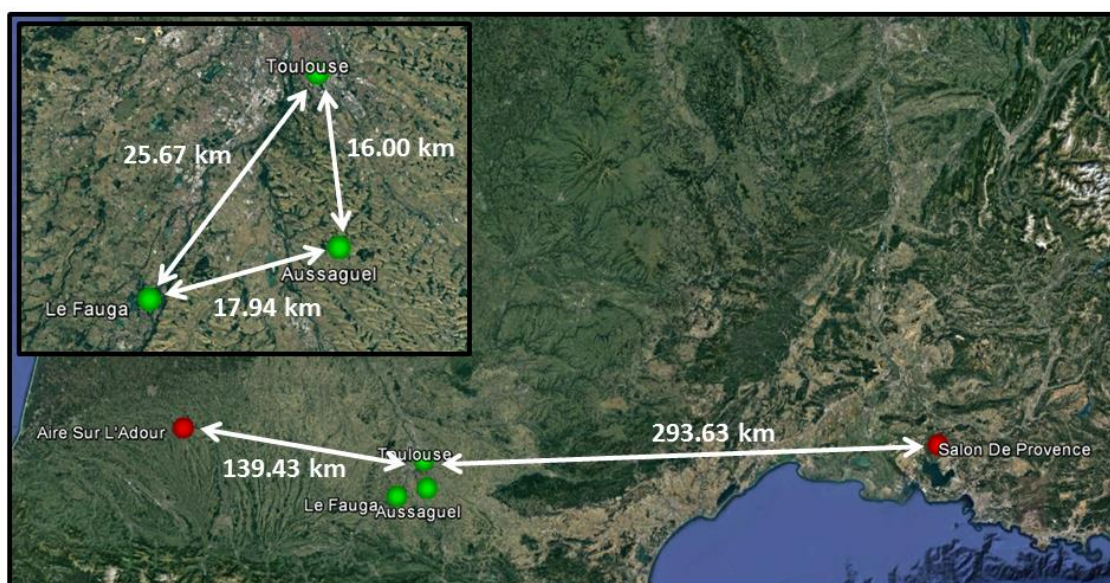


Figure 3-15 : Vue d'ensemble de la localisation des cinq sites de la campagne de mesure en diversité de site ONERA-CNES

	Latitude (°N)	Longitude (°E)	Altitude (km)	Élévation (°)	Azimut (°)
ONERA Toulouse (TOU)	43.5710	1.4716	0.150	35.11	149.57
CNES Aussaguel (AUS)	43.4284	1.4982	0.195	35.26	149.53
ONERA Le Fauga (LFG)	43.3842	1.2846	0.190	35.21	149.25
CNES Aire Sur L'Adour (ASA)	43.7061	-0.2510	0.081	34.27	147.49
ONERA Salon de Provence (SDP)	43.6192	5.1175	0.067	36.43	154.26

Tableau 3-5 : Localisation et configurations des liaisons avec le satellite ASTRA-3B de la campagne de mesure en diversité de site ONERA-CNES

Distance (km)	ONERA Toulouse (TOU)	CNES Aussaguel (AUS)	ONERA Le Fauga (LFG)	CNES Aire Sur L'Adour (ASA)	ONERA Salon de Provence (SDP)
ONERA Toulouse (TOU)	0	16.00	25.67	139.43	293.63
CNES Aussaguel (AUS)		0	17.94	144.27	292.56
ONERA Le Fauga (LFG)			0	128.84	310.22
CNES Aire Sur L'Adour (ASA)				0	431.88
ONERA Salon de Provence (SDP)					0

Tableau 3-6 : Distances entre chaque site de la campagne de mesure en diversité de site ONERA-CNES

Jusqu'ici, le paramétrage de la distribution granulométrique $N(D)$ a été conduit à partir des statistiques de propagation collectées sur Toulouse en 2014, à 20.2 GHz. Il s'agit maintenant d'évaluer la capacité du simulateur WRF-EMM ainsi paramétré à reproduire des statistiques de propagation indépendantes des données toulousaines utilisées jusqu'à maintenant (données recueillies à Toulouse en 2013, à Aussaguel et au Fauga en 2014, ainsi qu'à Salon de Provence entre juillet 2013 et décembre 2014).

Cette section va donc se concentrer sur les résultats de la campagne de mesure ONERA-CNES, tant au niveau des statistiques mono-sites (ECCDFs) qu'au niveau des statistiques en diversité de site (EJCCDFs et coefficients de corrélation spatiale). L'idée est de comparer ces différentes distributions expérimentales aux distributions issues de WRF, en utilisant les mêmes configurations du module EMM que celles utilisées dans la section précédente ($UA(1.1, \{-2, 0\})$, $UA(0.7, \{-2, -1\})$, $UA(0.9, \{-2, -1\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$). Dans un premier temps, ce sont les distributions mono-sites pour Toulouse, Aussaguel et Le Fauga qui sont étudiées avant d'évaluer les capacités du modèle WRF-EMM à reproduire des statistiques de micro-diversité de site. Enfin, les résultats relatifs à Salon de Provence et au schéma de macro-diversité Toulouse/Salon de Provence sont abordés.

3.3.1 Résultats pour la région toulousaine

Ce sont ici trois distributions expérimentales qui vont être utilisées :

- l'ECCDF d'atténuation en excès de la liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz pour l'année 2013 (disponibilité de 99.3% pour les mesures d'atténuation) ;
- l'ECCDF d'atténuation en excès de la liaison Aussaguel/ASTRA-3B à 20.2 GHz pour l'année 2014 (disponibilités de 90.19% pour les mesures d'atténuation) ;
- l'ECCDF d'atténuation en excès de la liaison Le Fauga/ASTRA-3B à 20.2 GHz pour l'année 2014 (disponibilité de 88.14% pour les mesures d'atténuation).

Si des données de propagation à Toulouse et au Fauga ont également été recueillies en 2015 et 2016, les statistiques résultantes ne seront pas comparées ici aux sorties des simulations WRF-EMM. Cette comparaison est introduite au chapitre 4, pour étudier les variabilités des JCCDFs d'atténuation due à la pluie et des coefficients de corrélation spatiale.

3.3.1.1 Liaison Toulouse/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2013

La Figure 3-16 présente la distribution expérimentale d'atténuation due à la pluie obtenue sur la liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2013 ainsi que les différentes CCDFs issues des simulations WRF-EMM en utilisant les 4 configurations testées jusqu'à maintenant. Le Tableau 3-7 reprend quant à lui le principe du Tableau 3-4, en l'adaptant à cette nouvelle liaison.

Les observations faites pour la même liaison en 2014 peuvent être de nouveau établies : si les 4 configurations retenues présentent des performances convaincantes sur les pourcentages de temps supérieurs à 0.02%, les distributions issues des configurations $UA(0.7, \{-2, -1\})$ et $UA(0.9, \{-2, -1\})$ s'écartent de la distribution expérimentale de référence pour des pourcentages de temps inférieurs. Cette observation visuelle est soutenue par les sorties de la métrique ITUE (Tableau 3-7), où les configurations $UA(1.1, \{-2, 0\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$ présentent des erreurs très faibles pour la décade des faibles pourcentages de temps (de 0.005% à 0.05%). Pour la décade des fortes probabilités en revanche (de 0.1% à 1%), en s'appuyant sur les valeurs compilées dans le Tableau 3-7, les configurations $UA(0.7, \{-2, -1\})$, $UA(0.9, \{-2, -1\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$ présentent des résultats assez proches. En prenant en compte les deux décades, les 4 configurations renvoient des erreurs assez proches, avec cependant des valeurs en moyenne plus faibles pour la configuration $UA(1.3, \{-1, 1\})$.

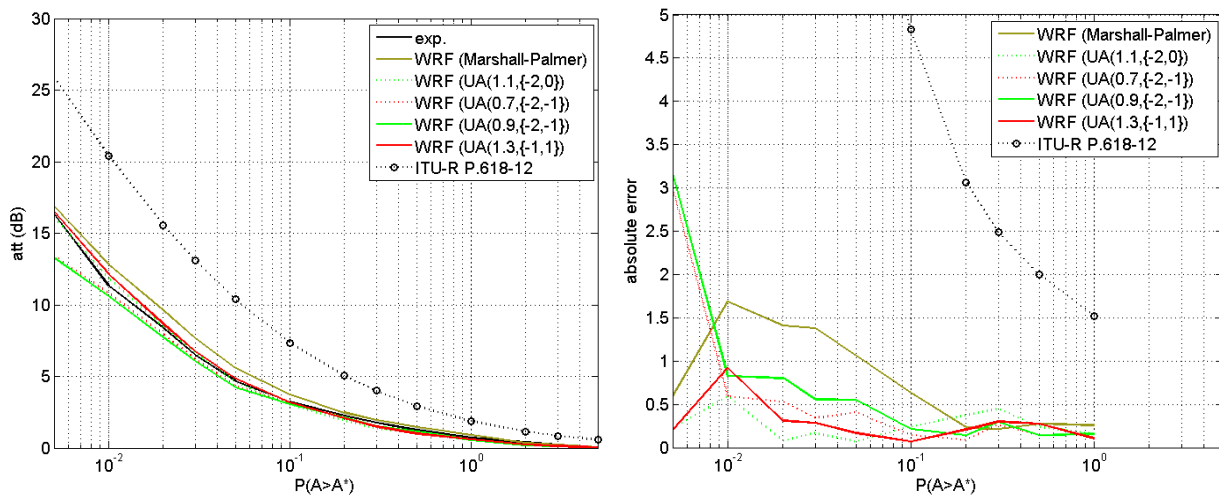


Figure 3-16 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie (gauche) et des erreurs absolues avec la mesure (droite) pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2013 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

Modèle	ITUE		
	0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
Marshall-Palmer	0.13	0.11	0.12
UA(1.1,{-2,0})	0.03	0.13	0.09
UA(0.7,{-2,-1})	0.10	0.08	0.09
UA(0.9,{-2,-1})	0.12	0.09	0.10
UA(1.3,{-1,1})	0.04	0.09	0.07
Rec. ITU-R P.618-12	0.60	0.60	0.60

Tableau 3-7 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2013 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

3.3.1.2 Liaison Aussaguel/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2014

De manière similaire à ce qui est représenté sur la Figure 3-16 et le Tableau 3-7 pour la liaison Toulouse/ASTRA-3B en 2013, la Figure 3-17 et le Tableau 3-8 représentent les différents résultats par rapport à la liaison Aussaguel/ASTRA-3B à 20.2 GHz pour l'année 2014. De manière générale, les observations faites précédemment sont encore valables ici : les configurations $UA(1.1, \{-2, 0\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$ présentent globalement les meilleurs

résultats, même sur la décade des forts pourcentages de temps, ce qui n'était pas forcément le cas sur la liaison Toulouse/ASTRA-3B pour l'année 2013.

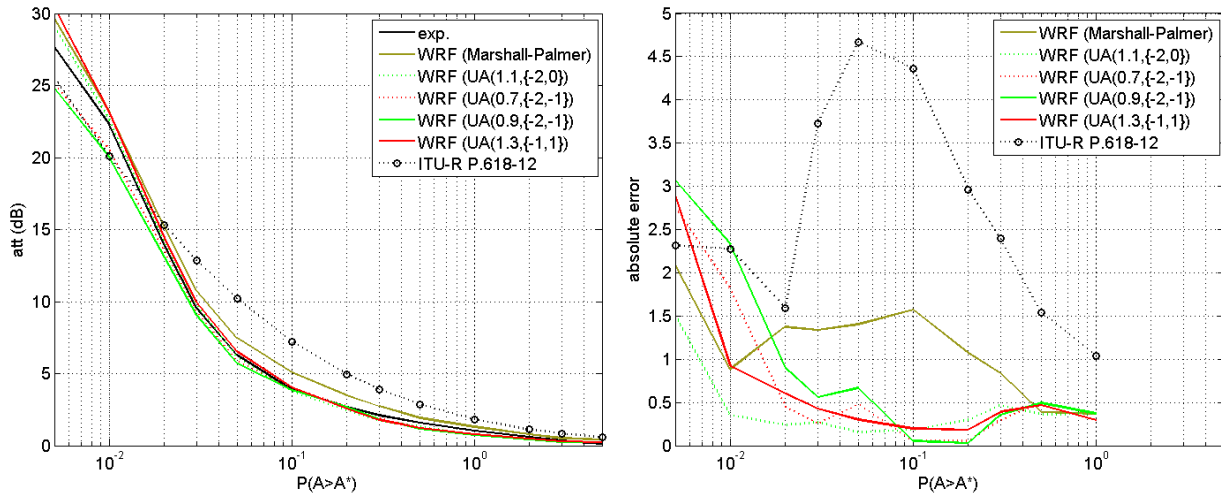


Figure 3-17 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie (gauche) et des erreurs absolues avec la mesure (droite) pour une liaison Aussaguel/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

Modèle	ITUE		
	0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
Marshall-Palmer	0.10	0.19	0.15
UA(1.1, {-2, 0})	0.03	0.14	0.10
UA(0.7, {-2, -1})	0.07	0.15	0.11
UA(0.9, {-2, -1})	0.09	0.15	0.12
UA(1.3, {-1, 1})	0.06	0.13	0.10
Rec. ITU-R P.618-12	0.27	0.45	0.37

Tableau 3-8 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Aussaguel/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

3.3.1.3 Liaison Le Fauga/ASTRA-3B, 20.2 GHz, 2014

La Figure 3-18 présente la distribution expérimentale et les distributions issues des différentes configurations du modèle WRF-EMM pour la liaison Le Fauga/ASTRA-3B à 20.2 GHz pour l'année 2014. Le Tableau 3-9 compile les valeurs de la métrique ITUE appliquée à ces différentes configurations.

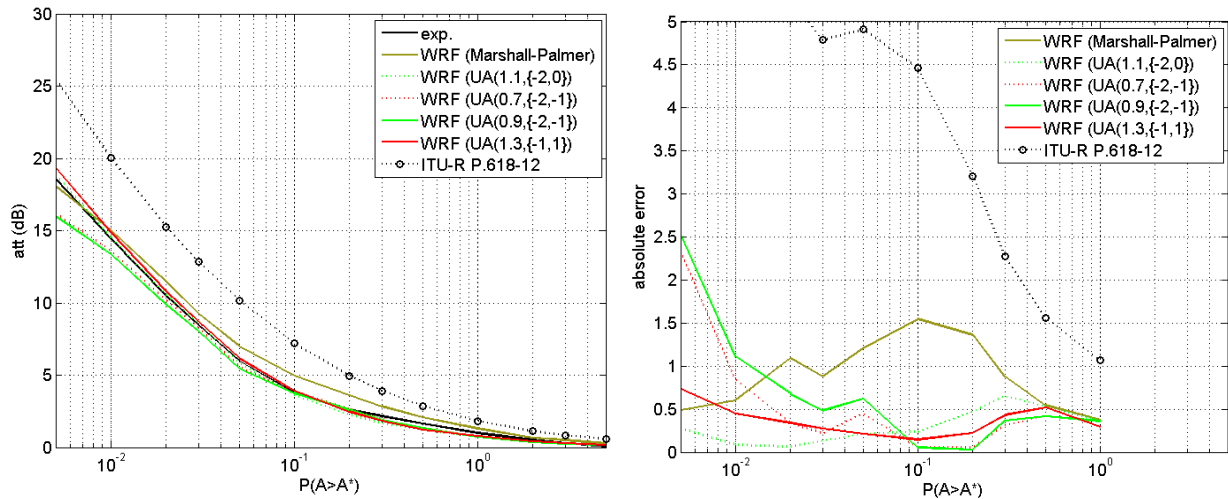


Figure 3-18 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie (gauche) et des erreurs absolues avec la mesure (droite) pour une liaison Le Fauga/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

Modèle	ITUE		
	0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
Marshall-Palmer	0.09	0.20	0.16
UA(1.1, {-2, 0})	0.02	0.17	0.12
UA(0.7, {-2, -1})	0.08	0.13	0.10
UA(0.9, {-2, -1})	0.09	0.13	0.11
UA(1.3, {-1, 1})	0.03	0.14	0.10
Rec. ITU-R P.618-12	0.39	0.45	0.42

Tableau 3-9 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour une liaison Le Fauga/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2014 en utilisant des configurations hybrides au niveau des distributions granulométriques

Encore une fois, les résultats sont satisfaisants et comme pour la liaison Toulouse/ASTRA-3B à 20.2 GHz en 2013, c'est la configuration $UA(1.3, \{-1, 1\})$ qui semble présenter globalement les meilleurs résultats une fois les valeurs d'ITUE analysées sur l'ensemble du vecteur de probabilités $\mathbf{p} = [0.005\%, 0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%, 0.2\%, 0.3\%, 0.5\%, 1\%]$ et qui, par conséquent, offre le meilleur compromis. Sur la décade des forts pourcentages de temps, ce sont les erreurs correspondantes aux configurations $UA(0.7, \{-2, -1\})$ et $UA(0.9, \{-2, -1\})$ qui sont les plus faibles tandis que sur la décade des faibles pourcentages de temps, la configuration $UA(1.1, \{-2, 0\})$ présente les meilleurs résultats.

3.3.2 Résultats en micro-diversité de site

Si par l'intermédiaire de l'analyse des distributions mono-sites les configurations $UA(1.1, \{-2, 0\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$ semblent être les configurations les plus pertinentes pour le moment, il est nécessaire de garder à l'esprit que l'objectif final est d'utiliser le modèle WRF-EMM dans un contexte de diversité de site, afin d'extrapoler les valeurs des coefficients de corrélation qui viendront ensuite nourrir les différents modèles en diversité de site. L'idée est alors d'appliquer ces deux configurations dans ce contexte, afin de sélectionner celle qui permet d'atteindre à la fois des résultats satisfaisants sur un seul site et en diversité de site.

Le modèle WRF-EMM est ainsi utilisé dans le but de simuler les résultats de la campagne de mesure en micro-diversité de site entre les sites de Toulouse, d'Aussaguel et du Fauga avec le satellite ASTRA-3B, entre les années 2013 et 2014, à 20.2 GHz. Le Tableau 3-10 compile les périodes d'acquisition concurrentes et les disponibilités des mesures pour chacun des couples de ce schéma de micro-diversité. Les périodes et disponibilités des données simulées avec WRF-EMM sont strictement identiques à leurs homologues expérimentaux, afin d'effectuer un travail de comparaison sur des jeux de données à chaque fois strictement concurrents.

	Couple		
	Toulouse/Aussaguel	Toulouse/Le Fauga	Aussaguel/Le Fauga
Période concurrente	01/07/2013 – 30/11/2014	01/12/2013 – 30/11/2014	01/03/2014 – 30/11/2014
Disponibilité	92.96%	91.55%	90.05%

Tableau 3-10 : Période concurrente et disponibilité pour chacun des couples de sites du schéma de micro-diversité de la campagne de mesure ONERA/CNES

Le Tableau 3-11 présente les valeurs des différents coefficients de corrélation pour chaque couple de site, à la fois ceux obtenus expérimentalement, mais également ceux obtenus à

partir des séries temporelles d'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM. En plus des deux configurations retenues pour le moment ($UA(1.1, \{-2, 0\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$), le modèle de Marshall-Palmer a également été utilisé, afin de souligner l'amélioration des résultats due à l'utilisation des modèles hybrides de distribution granulométriques des gouttes de pluie.

		Couple		
		Toulouse/Aussaguel	Toulouse/Le Fauga	Aussaguel/Le Fauga
Expérimental		0.3913	0.2378	0.2633
WRF	Marshall-Palmer	0.3447	0.1821	0.2053
	$UA(1.1, \{-2, 0\})$	0.3709	0.2202	0.2437
	$UA(1.3, \{-1, 1\})$	0.3684	0.2196	0.2382

Tableau 3-11 : Coefficients de corrélation expérimentaux et issus des simulations WRF-EMM pour l'ensemble des couples de sites du schéma de micro-diversité de la campagne de mesure ONERA/CNES

Une certaine concordance entre les coefficients expérimentaux et ceux obtenus avec le modèle WRF-EMM s'observe. De manière générale, les coefficients de corrélations obtenus avec les simulations WRF sont proches de ceux obtenus expérimentalement, avec encore une fois de meilleurs résultats lorsque les configurations hybrides ($UA(1.1, \{-2, 0\})$ et $UA(1.3, \{-1, 1\})$) sont utilisées. Par ailleurs, le modèle WRF-EMM semble être capable de prendre en compte certaines particularités climatiques. De par la position géographique des stations de Toulouse et d'Aussaguel par rapport à celle du Fauga (cf. Figure3-15) et du fait de l'orientation des vents dominants dans cette zone (Nord-Ouest), la corrélation des événements entre Toulouse et Aussaguel est censée être plus importante, ce que les coefficients de corrélation obtenus avec le modèle WRF-EMM soulignent. Par ailleurs, la proximité entre les différents coefficients de corrélation issus des simulations WRF-EMM malgré l'utilisation d'une configuration du module EMM (i.e. une distribution granulométrique) différente à chaque fois s'explique par le fait que le calcul des atténuations se base – quelle que soit la configuration utilisée – sur des valeurs de masse d'eau par unité de volume d'air M_r identiques. Dès lors, si à la base ces séries temporelles de M_r sont déjà corrélées entre elles, il est naturel que ces corrélations se retrouvent au niveau des atténuations, les quelques

différences qui subsistent entre les trois configurations relevant du choix de la distribution granulométrique.

Les Figures 3-19, 3-20, 3-21 présentent les distributions mono-sites et les distributions jointes d'atténuation due à la pluie pour chaque couple de site. Pour des raisons de visibilité, la seule configuration représentée sur ces figures est la configuration $UA(1.3, \{-1, 1\})$.

Pour juger de la fidélité des JCCDFs issues du modèle WRF-EMM, ou de l'utilisation du modèle de Paraboni-Barbaliscia intégré à la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] (section 2.2.4.1) par rapport aux distributions jointes expérimentales, une nouvelle métrique de test est introduite : la métrique SDSD (*Site Diversity Statistics Deviation*), dont la méthodologie de calcul est la suivante :

$$\varepsilon_{SDSD,i} = 100 \frac{A_{joint,m,i}^* - A_{joint,p,i}^*}{A_{main\ site,m,i}^*} \quad (3.32)$$

$$\varepsilon_{SDSD} = \sqrt{\mathbb{E}(\varepsilon_{SDSD,i})^2 + \sigma(\varepsilon_{SDSD,i})^2} \quad (3.33)$$

Dans les relations (3.32) et (3.33), $A_{joint,m,i}^*$ renvoie à l'atténuation expérimentale dépassée pour le pourcentage p_i du vecteur de probabilité $\mathbf{p} = (p_i)_{i \in \llbracket 1, N \rrbracket}$, tandis que $A_{joint,p,i}^*$ renvoie à celle prédite par le modèle, pour le même pourcentage de temps p_i . $A_{main\ site,m,i}^*$ est l'atténuation expérimentale dépassée pour le pourcentage p_i pour le site principal du schéma de diversité de site (par exemple, pour le couple Toulouse/Aussaguel, le site principal est Toulouse). Enfin, $\mathbb{E}(\dots)$ et $\sigma(\dots)$ renvoie à la moyenne et à l'écart type des variables entre parenthèses conformément aux chapitres 1 et 2. La métrique de test SDSD a été introduite dans le rapport COST 255 [COST 255, 2002], spécialement pour évaluer la qualité des modèles en diversité de site. L'avantage de cette métrique de test est qu'elle pondère les écarts entre les distributions jointes mesurées et prédites par la distribution mono-site du site principal. En effet, si la CPLRE est utilisée dans un contexte de diversité de site où les distributions d'atténuation jointes présentent parfois des valeurs extrêmement faibles, il y a un risque que même pour de faibles écarts entre la distribution jointe prédite et celle mesurée, la valeur renvoyée par la CPLRE soit non significative. Par exemple, dans le cas où $A_{joint,m,i}^* = 0.5\ dB$ et $A_{joint,p,i}^* = 0.3\ dB$, la valeur renvoyée par la CPLRE serait de 40%, alors que l'écart entre les deux distributions n'est que de 0.2 dB, ce qui d'un point de vue de l'implémentation système reste tout à fait acceptable. L'utilisation de la métrique CPLRE dans un contexte de diversité de site peut donc aboutir à une vision biaisée de la situation. L'utilisation de la métrique SDSD évite cet écueil.

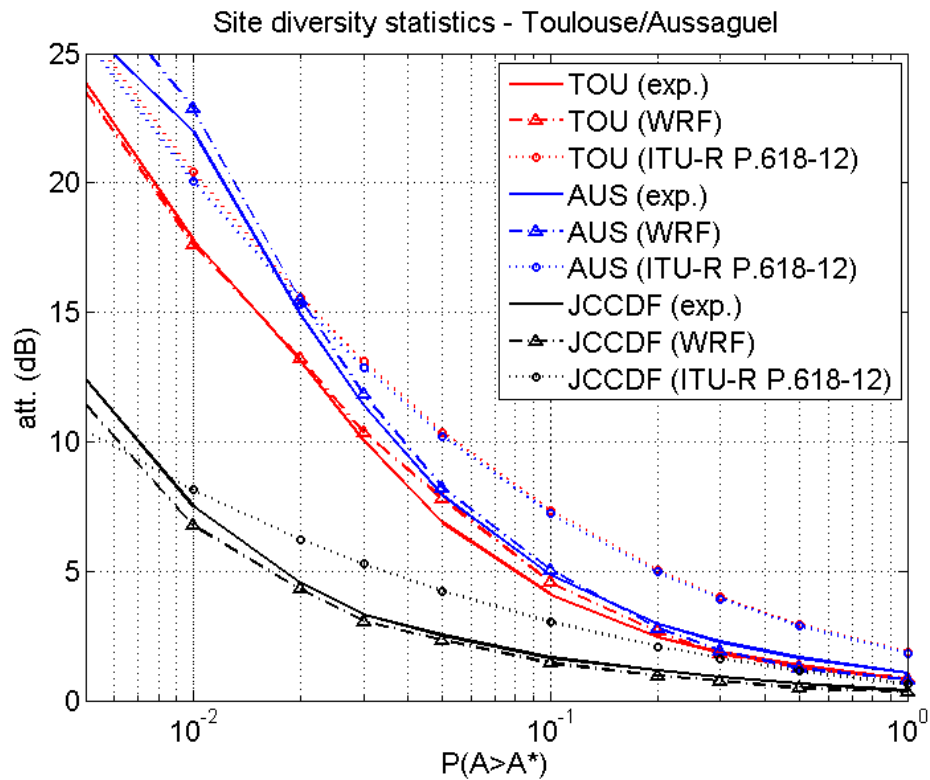


Figure 3-19 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse/Aussaguel à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

Modèle	SDSD (0.005% → 0.1%)
Marshall-Palmer	7.39
$UA(1.1, \{-2, 0\})$	4.15
$UA(1.3, \{-1, 1\})$	3.69
Rec. ITU-R P.618-12	20.88

Tableau 3-12 : Sorties de la métrique de test SDSD pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse/Aussaguel à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

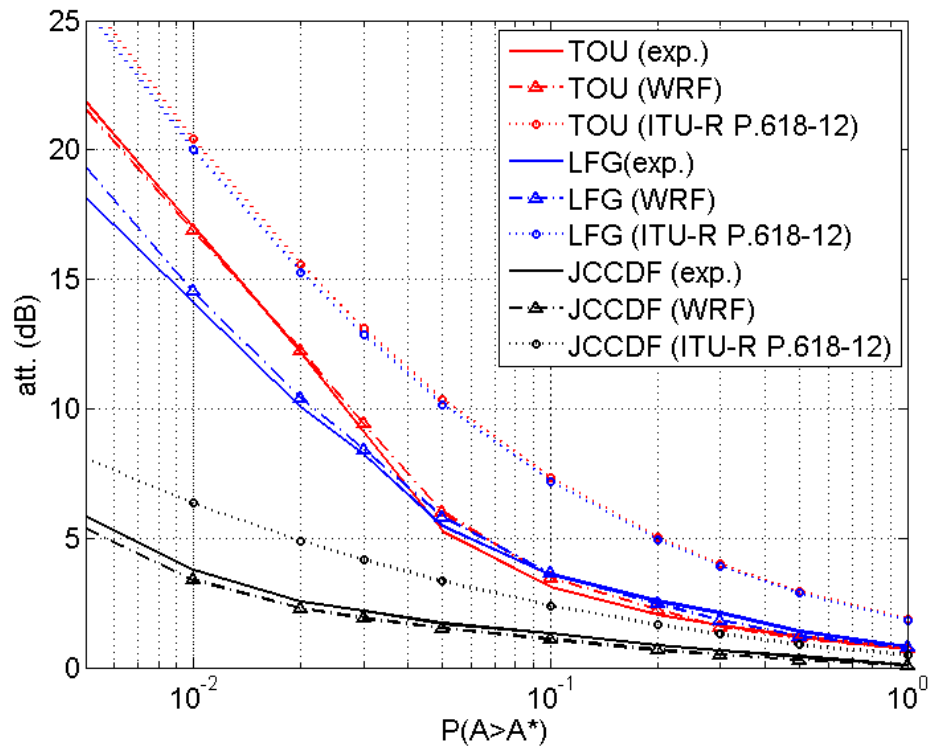


Figure 3-20 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse/Le Fauga à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

Modèle	SDSD (0.005% → 0.1%)
Marshall-Palmer	5.64
$UA(1.1, \{-2, 0\})$	3.79
$UA(1.3, \{-1, 1\})$	3.63
Rec. ITU-R P.618-12	23.95

Tableau 3-13 : Sorties de la métrique de test SDSD pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse/Le Fauga à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

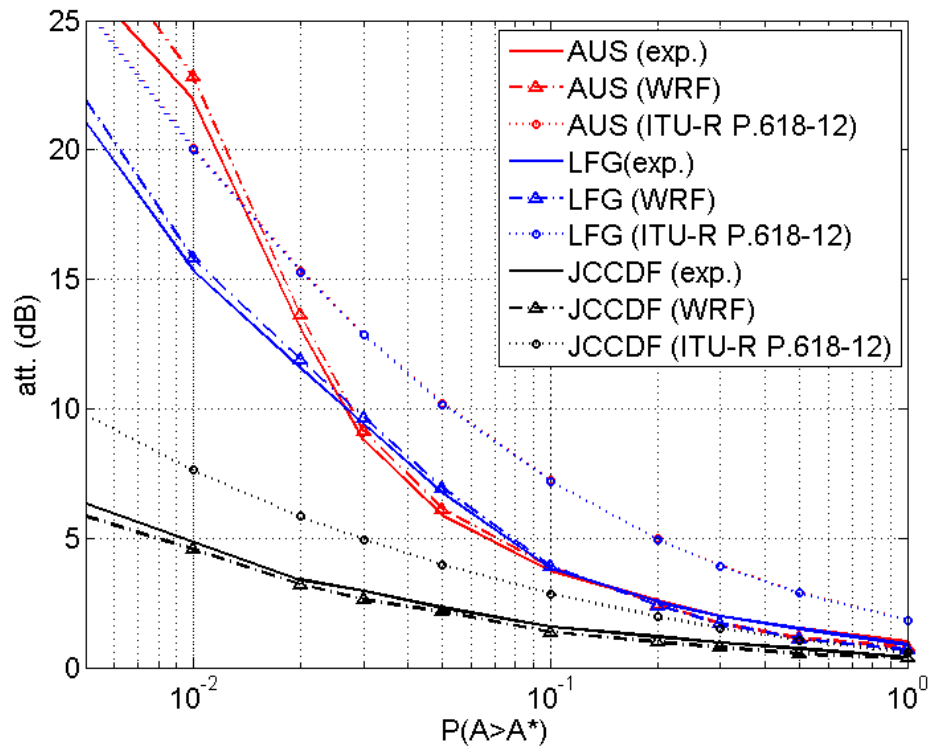


Figure 3-21 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Aussaguel/Le Fauga à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

Modèle	SDSD (0.005% → 0.1%)
Marshall-Palmer	5.81
$UA(1.1, \{-2, 0\})$	3.57
$UA(1.3, \{-1, 1\})$	3.51
Rec. ITU-R P.618-12	23.15

Tableau 3-14 : Sorties de la métrique de test SDSD pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Assaguel/Le Fauga à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

Les Tableaux 3-12, 3-13 et 3-14 présentent les valeurs d'erreurs issues de l'utilisation de la métrique SDSD pour le vecteur de probabilité $\mathbf{p} = [0.005\%, 0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%]$. En effet, comme expliqué durant le chapitre 1, la zone d'intérêt des distributions d'atténuations jointes se situe, dans le cas de climats tempérés, pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.1%, étant donné que l'utilisation des FMT classiques

(ACM et ULPC) permet d'assurer dans la très grande majorité des cas des disponibilités d'au moins 99.9%.

Pour chaque couple de sites, les erreurs de prédiction faites par les distributions issues des simulations WRF-EMM sont faibles et c'est avec la configuration $UA(1.3, \{-1, 1\})$ que les meilleurs résultats sont obtenus. Cette configuration semble finalement être la meilleure configuration possible pour obtenir des résultats tout à fait satisfaisants en sortie du modèle WRF-EMM.

3.3.3 Résultats pour Salon de Provence

Jusqu'à maintenant, seules les données expérimentales sur la région toulousaine ont été utilisées pour optimiser et évaluer le modèle WRF-EMM. Cela étant, la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016] en diversité de site a également permis de recueillir des données à Aire Sur L'Adour et à Salon de Provence. En raison d'un problème technique sur la station d'Aire Sur L'Adour, ce ne sont environ que 6 mois de données qui sont disponibles et, par conséquent, les données issues de ce site sont écartées de cette analyse. En revanche, à Salon de Provence, ce sont près d'un an et demi de données qui ont été recueillies entre le 1^{er} Juillet 2013 et le 31 Décembre 2014, avec une disponibilité de 94.65%, correspondant à la liaison Salon de Provence/ASTRA-3B à 20.2 GHz.

Le schéma de macro-diversité entre Toulouse et Salon de Provence, où les sites sont distants de 293.63 km, a pu de ce fait être testé lors de la campagne de mesure ONERA-CNES, entre le 1^{er} Juillet 2013 et le 31 Décembre 2014 avec une disponibilité de 92.24%. La Figure 3-22 représente les différentes distributions mono-sites et les distributions jointes d'atténuation due à la pluie du schéma de diversité Toulouse/Salon de Provence. Le Tableau 3-15 (respectivement 3-16) présente les valeurs renvoyées par la métrique ITUE (respectivement SDSD) pour la liaison Salon de Provence/ASTRA-3B à 20.2 GHz (respectivement le schéma de diversité de site Toulouse/Salon de Provence).

Les erreurs renvoyées sont plus importantes que dans les cas précédents, où seule la région toulousaine était considérée, la liaison Salon de Provence/ASTRA-3B possédant naturellement des particularités propres au climat méditerranéen. De plus l'année 2014 a été particulièrement intense en termes de précipitations convectives sur le site de Salon de Provence (épisodes cévenols très intenses mesurés par le pluviomètre de Salon de Provence en novembre 2014), ce qui rend la distribution expérimentale très concave, notamment par rapport à la distribution d'atténuation due à la pluie issue de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12].

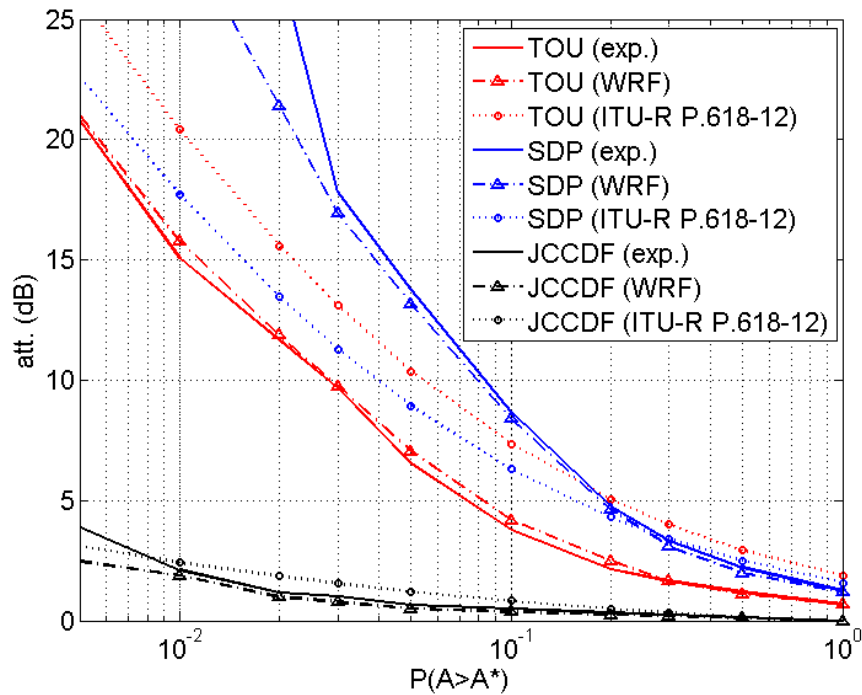


Figure 3-22 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse/Salon de Provence à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

Modèle	ITUE		
	0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
Marshall-Palmer	0.37	0.93	0.71
$UA(1.1, \{-2, 0\})$	0.30	0.98	0.73
$UA(1.3, \{-1, 1\})$	0.30	0.87	0.66
Rec. ITU-R P.618-12	0.71	0.90	0.81

Tableau 3-15 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuations dues à la pluie pour une liaison Salon de Provence/ASTRA-3B à 20.2 GHz entre juillet 2013 et décembre 2014

Modèle	SDSD (0.005% → 0.1%)
Marshall-Palmer	3.71
UA(1.1, {-2, 0})	3.57
UA(1.3, {-1, 1})	3.55
Rec. ITU-R P.618-12	6.45

Tableau 3-16 : Sorties de la métrique de test SDSD pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse/Salon de Provence à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B

Au niveau des distributions mono-sites, cette concavité augmente très largement les erreurs de prédiction faites par le modèle WRF-EMM sur les faibles pourcentages de temps, où les limites du modèle apparaissent. Cependant, bien que les erreurs de prédiction soient particulièrement importantes sur ces faibles pourcentages de temps, le modèle WRF-EMM fournit des résultats satisfaisants en utilisant une configuration qui à la base a été optimisée pour la région toulousaine, c'est-à-dire pour un climat différent.

Au niveau des distributions jointes, du fait de la distance entre les deux sites (293.63 km), la corrélation des événements d'atténuation due à la pluie entre Toulouse et Salon de Provence est logiquement beaucoup plus faible que celles observées dans la section précédente sur le schéma de micro-diversité Toulouse/Aussaguel/Le Fauga, où les sites sont beaucoup plus proches entre eux. L'ensemble des distributions jointes sont ici proches de l'indépendance statistique et, en conséquence, les erreurs renvoyées par la métrique SDSD sont relativement faibles si elles sont comparées aux erreurs du même type rencontrées pour les différents couples du schéma de micro-diversité de site (cf. Tableaux 3-12, 3-13, 3-14 et 3-16). Il est également remarquable de noter que si au niveau des distributions mono-sites les distributions issues de l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] sont plutôt éloignées de la réalité expérimentale, ce n'est pas le cas pour la distribution d'atténuation jointe, où c'est le modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002] qui est utilisé. Cette observation n'a pas été faite sur les distributions jointes du schéma de micro-diversité de site (Figures 3-19, 3-20 et 3-21) et peut s'expliquer par le fait que la fonction de corrélation des événements d'atténuation utilisée dans le modèle de Paraboni-Barbaliscia surestime les corrélations spatiales par rapport à la fonction de corrélation formulée à l'issue de la campagne de mesure ONERA-CNES pour des distances inter-sites inférieures à 100 km (cf. chapitre 1). Dès lors, les distributions d'atténuations jointes issues de l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] surestiment les distributions jointes expérimentales pour les schémas de micro-diversité. Pour des distances supérieures à 100 km,

ces fonctions de corrélation possèdent des comportements proches de l'indépendance statistique, ce qui amène la distribution jointe d'atténuation due à la pluie issue de cette recommandation à être plus proche des distributions jointes expérimentales.

Expérimentalement, la valeur du coefficient de corrélation spatiale pour le schéma de macro-diversité de site Toulouse/Salon de Provence s'élève à 0.0281, ce qui est très faible (10 fois moins important que la corrélation entre Toulouse et Le Fauga par exemple). En utilisant le modèle WRF-EMM, ce coefficient de corrélation spatiale descend à 0.002, ce qui est 10 fois plus faible que la valeur obtenue expérimentalement. Cet écart peut s'expliquer de deux façons :

- d'une part, étant donné la taille du dernier domaine WRF-EMM ($156 \times 156 \text{ km}^2$), les simulations pour Toulouse et Salon de Provence sont complètement dissociées, tout comme les pixels ERA-Interim sur lesquels se base chacune de ces simulations, ce qui conduit à ce que les deux séries temporelles soient quasiment décorréliées ;
- d'autre part, seules les atténuations dues à la pluie sont considérées ici. Expérimentalement, l'atténuation due aux nuages est également prise en compte lors de l'extraction des distributions d'atténuation due à la pluie (étant donné qu'il est impossible de dissocier les deux phénomènes). Le calcul et l'ajout de cette composante via le simulateur WRF-EMM permettrait sans doute de corréliser davantage les événements d'atténuation entre Toulouse et Salon de Provence, et donc d'améliorer l'adéquation aux résultats expérimentaux.

Cela étant, vu le niveau de décorrélation entre les deux sites, les performances du modèle WRF-EMM restent satisfaisantes, que ce soit au niveau des distributions mono-sites ou des distributions jointes, surtout en considérant que la période prise en compte pour mener cette étude (de juillet 2013 à décembre 2014) a été assez unique du fait de la présence d'épisodes cévenols particulièrement intenses sur le site de Salon de Provence.

3.4 Potentialités de WRF-EMM à générer des statistiques de propagation en Europe



Figure 3-23 : Position géographique des sites testés

La configuration $UA(1.3, \{-1,1\})$ utilisée jusqu'à présent dans le modèle WRF-EMM permet d'obtenir des résultats tout à fait satisfaisants sur plusieurs sites dans le Sud de la France, aussi bien en termes de statistiques mono-sites qu'en termes de statistiques de diversité de site. Dans cette section, une nouvelle étude comparative sur les distributions d'atténuation due à la pluie est menée à partir de données expérimentales issues de plusieurs sites en Europe de climatologies différentes afin d'évaluer les performances et la robustesse du paramétrage proposé :

- Madrid (Espagne), du 01/09/2013 au 31/08/2014, à 19.68 GHz (liaison Eutelsat Hot Bird 6, 13°E), avec une disponibilité de 99.50%, [Castanet et al., 2015] (climat continental aride) ;
- Aveiro (Portugal), du 01/01/2014 au 31/12/2014, à 19.68 GHz (liaison Eutelsat Hot Bird 6, 13°E), avec une disponibilité de 99.10%, [Castanet et al., 2015] (climat océanique côtier) ;
- Spino D'Adda (Italie), du 01/01/1994 au 31/12/1994, à 18.68 GHz (liaison ITALSAT, 13°E), avec une disponibilité de 98.30%, [Riva, 2004] (climat méditerranéen) ;
- Spino D'Adda (Italie), du 01/01/2000 au 31/12/2000, à 18.68 GHz (liaison ITALSAT, 13°E), avec une disponibilité de 94.30%, [Riva, 2004] (climat méditerranéen) ;

Dans cette étude, deux ECCDFs issues de deux années différentes (1994 et 2000) de la même campagne de mesure ont été considérées dans le cas de Spino D'Adda, en raison de la différence de comportements entre ces deux distributions. En effet, si l'ECCDF d'atténuation due à la pluie pour l'année 2000 possède un comportement proche de l'ECCDF long-terme issue des 7 ans de mesure entre 1994 et 2000, ce n'est pas le cas de l'ECCDF pour l'année 1994, qui s'éloigne significativement de l'ECCDF long-terme (cf. Figure A2-1 dans l'annexe 2) [Riva, 2004].

Comme pour les données issues de la campagne ONERA-CNES, les données expérimentales ont été sous-échantillonnées pour correspondre à la période d'échantillonnage des données issues du simulateur WRF-EMM, soit 5 minutes. De même, la disponibilité des données issues des simulations est identique à la disponibilité expérimentale, en retirant des simulations les périodes où expérimentalement, les données n'ont pas pu être recueillies (du fait par exemple d'un problème technique).

Les localisations géographiques de ces différents sites sont représentées sur la Figure 3-23. La Figure 3-24 représente les distributions expérimentales pour chaque site, auxquels sont ajoutées les distributions issues du modèle WRF-EMM, en utilisant la configuration $UA(1.3, \{-1,1\})$. Le Tableau 3-17 compile les valeurs issues de la métrique ITUE pour chacune des liaisons étudiées ici.

De manière générale, les distributions issues des simulations WRF-EMM sont très proches des distributions expérimentales, parfois même avec des erreurs encore plus faibles que celles rencontrées lors des comparaisons effectuées sur Toulouse (notamment pour Aveiro en 2014 et Spino D'Adda en 1994, où les erreurs sont inférieures à celles rencontrées pour Toulouse en 2013 ou à celles d'Aussaguel et du Fauga en 2014). Par conséquent, une nouvelle fois, les résultats soulignent la capacité du modèle WRF-EMM à reproduire des statistiques de propagation, au moins pour les climats tempérés du Sud de l'Europe.

Par ailleurs, il faut également souligner les bons résultats des prédictions effectuées avec le modèle intégré à la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [**Rec. ITU-R P.618-12**] par rapport à l'ECCDF d'Aveiro de 2014 et celle de Spino D'Adda en 1994, ce qui n'est pas le cas par rapport à l'ECCDF de Madrid en 2013-2014 et celle de Spino D'Adda en 2000.

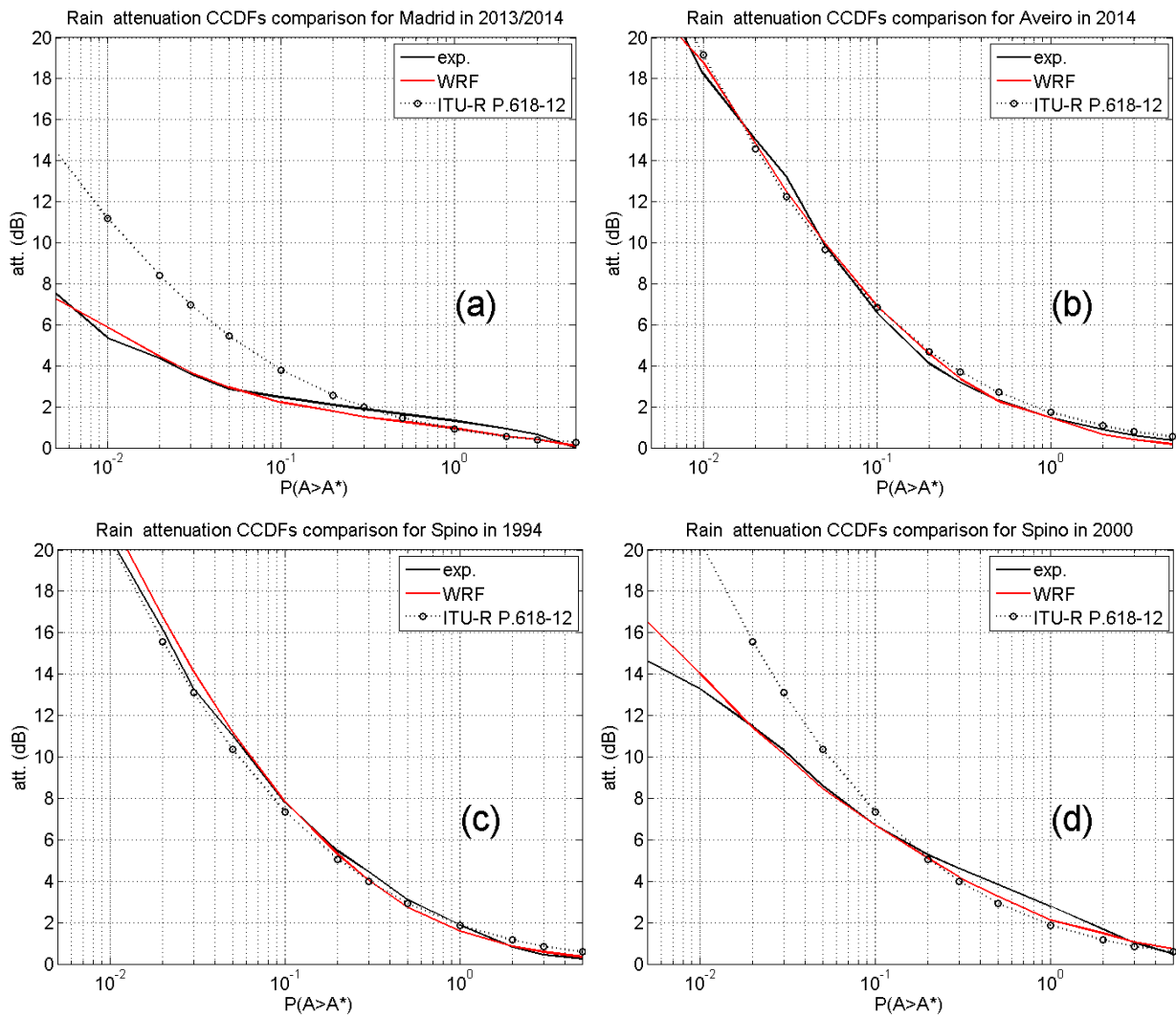


Figure 3-24 : Comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour les sites de Madrid en 2013-2014 (a), d'Aveiro en 2014 (b), de Spino D'Adda en 1994 (c) et en 2000 (d)

Modèle	Site	ITUE		
		0.005% → 0.05%	0.1% → 1%	0.005% → 1%
UA(1.3, {-1, 1})	Madrid (2013-2014)	0.05	0.16	0.12
	Aveiro (2014)	0.05	0.05	0.05
	Spino D'Adda (1994)	0.05	0.09	0.07
	Spino D'Adda (2000)	0.07	0.13	0.10
Rec. ITU-R P.618-12	Madrid (2013-2014)	0.57	0.22	0.44
	Aveiro (2014)	0.05	0.11	0.09
	Spino D'Adda (1994)	0.04	0.06	0.05
	Spino D'Adda (2000)	0.38	0.20	0.31

Tableau 3-17 : Sorties de la métrique de test ITUE pour la comparaison des CCDFs d'atténuation due à la pluie pour les sites de Madrid en 2013-2014, d'Aveiro en 2014, de Spino D'Adda en 1994 et en 2000

3.5 Conclusion

Ce chapitre a permis la définition d'un générateur spatio-temporel d'atténuation due à la pluie en couplant le modèle américain de prévision météorologique à haute résolution WRF à un module électromagnétique EMM. Dans un premier temps, le modèle WRF permet de simuler sur une grille 3D et pour une période de temps prédéfinie l'état de l'atmosphère par le calcul de plusieurs paramètres météorologiques clés (comme la pression P , la température T ou la quantité d'eau précipitante Q_r). Une fois ces calculs effectués, le module EMM prend alors la suite des opérations et convertit ces différents paramètres en atténuation due à la pluie, pour une liaison satellite et une fréquence données.

D'une part, WRF a été couplé aux données de ré-analyse ERA-Interim afin de fixer des conditions aux limites réalistes lors des différentes simulations. D'autre part, la définition et le paramétrage du module électromagnétique EMM ont été optimisés de sorte que les statistiques de propagation dérivées du simulateur WRF-EMM soient les plus représentatives possible des statistiques expérimentales correspondantes. Ce processus d'optimisation a été conduit sur la région toulousaine, à partir des résultats de la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016], et a permis d'aboutir à une configuration utilisant un modèle de distribution granulométrique des gouttes d'Ulrich-Atlas [Ulrich et Atlas, 1998] hybride, c'est-à-dire utilisant deux paramétrages en fonction des sorties de WRF. Si les résultats obtenus sur la région toulousaine sont très prometteurs, tant au niveau des statistiques mono-

sites qu'au niveau des statistiques en diversité, l'application de ce modèle sur d'autres sites en France (Salon de Provence) et en Europe (Madrid, Aveiro et Spino D'Adda) a permis de souligner les potentialités de l'approche WRF-EMM pour générer des statistiques de propagation dans les régions tempérées du Sud de l'Europe.

Les résultats obtenus en diversité de site sont satisfaisants tant au niveau des distributions jointes qu'au niveau des coefficients de corrélation où les valeurs issues des simulations WRF-EMM sont également très proches des valeurs expérimentales sur des schémas de micro-diversité. En revanche, pour des schémas de macro-diversité, les corrélations obtenues avec l'approche WRF-EMM sont très proches de 0 (indépendance statistique), alors qu'expérimentalement, de faibles corrélations entre les événements subsistent encore. Cette observation suggère l'introduction de la composante nuage dans les simulations WRF-EMM.

Ici, les statistiques de propagation dérivées des simulations WRF-EMM ont été comparées à diverses statistiques expérimentales issues de liaisons à 20 GHz. Un travail similaire devra être conduit à d'autres fréquences, notamment en bande Q/V pour laquelle des données expérimentales de propagation sont disponibles (campagne de mesure ITALSAT conduite à Spino D'Adda entre 1994 et 2000 à 39.6 GHz et 49.5 GHz, campagne de propagation sur Toulouse conduite depuis 2015 à 39.4 GHz).

Par ailleurs, le modèle de prédiction intégré à la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 (qui a servi de base pour le travail de comparaison mené dans ce chapitre) a été nourri par l'intensité de précipitation $R_{0.01}$ dépassée pendant 0.01% d'une année moyenne extraite de l'ancienne version de la Recommandation ITU-R P.837 (version 6). Or, il est maintenant avéré que celle-ci surestime le $R_{0.01}$ expérimental mesuré dans le Sud-Ouest de la France ($R_{0.01,exp} \approx 25 \text{ mm.h}^{-1}$ à Toulouse tandis que la Recommandation ITU-R P.837-6 [ITU-R P.837-6] retourne une valeur $R_{0.01,ITU}$ proche de 40 mm.h^{-1} pour ce même lieu). Ainsi, une nouvelle version (7) de cette recommandation a été approuvée par l'UIT (en mars 2017). Dans ces conditions, il conviendrait de mener une nouvelle étude comparative en se basant sur cette nouvelle version.

Si dans ce chapitre l'étude se concentre sur les potentialités d'utiliser les sorties du simulateur WRF pour produire des statistiques d'atténuation due à la pluie, il est également envisageable de produire des statistiques d'intensité de précipitation à partir des mêmes sorties WRF pour ensuite conduire des comparaisons à des données pluviométriques ou radars. Cependant, comme mentionné au début de la section 3.1.3.3, le calcul des intensités de précipitation R (en mm/h) nécessite, en plus de l'utilisation d'un modèle de distribution granulométrique $N(D)$, la définition d'un modèle de vitesse de chute $\vartheta(D)$ des gouttes de pluie [Atlas et al.,

1973][Zhang et al., 2001]. Le nombre de modèles de vitesse de chute disponibles dans la littérature étant important [Gibbins et Walden, 2003], il sera alors nécessaire d'effectuer une optimisation de leur paramétrage.

En conclusion, ayant démontré les potentialités de l'approche WRF-EMM à produire des statistiques de propagation mono-sites ou jointes, nous proposons maintenant d'appliquer le modèle WRF-EMM sur une grille de taille beaucoup plus importante afin de générer des statistiques de diversité de site sur un nombre de points significatif. Conformément au chapitre 1, ces données synthétiques permettront une analyse fine d'un paramètre central pour l'optimisation d'un schéma de diversité de site : le coefficient de corrélation spatiale. Le chapitre 4 propose une caractérisation des coefficients de corrélation spatiale dérivés de WRF-EMM et notamment une analyse de leur variabilité géographique sur différentes zones du Sud de la France.

Chapitre 4

Utilisation de WRF-EMM pour nourrir les modèles de diversité de site

Le chapitre 3 a mis en évidence les capacités du modèle WRF-EMM à reproduire des CCDFs d'atténuation due à la pluie de manière significativement plus précise que les modèles actuels, qu'il s'agisse de statistiques mono-sites ou de statistiques en diversité. Il convient maintenant d'appliquer ce modèle sur plusieurs grilles WRF-EMM, dans le but de générer des statistiques de diversité de site et des cartes de corrélation spatiale sur un nombre de points beaucoup plus important, sur plusieurs zones dans le Sud de la France, afin d'apprécier l'apport des sorties WRF-EMM sur les modèles de prédiction actuels des conditions de propagation.

Dans un premier temps, l'anisotropie des cartes de corrélation spatiale issues de WRF-EMM est mise en évidence. L'influence des vents dominants et de l'orographie locale est suggérée. En effet, ces facteurs environnementaux entraînent de facto une hétérogénéité importante des cartes de corrélation spatiale, et par voie de conséquence du paramétrage des modèles de propagation (de canal ou statistique) actuels, lesquels reposent sur une hypothèse d'isotropie de la corrélation spatiale des affaiblissements dus aux précipitations conformément au chapitre 1.

Dans un second temps, les coefficients de corrélation spatiale et les CCDFs mono-sites dérivés des simulations WRF-EMM sont réinjectés dans les modèles en diversité de site existants. Il sera alors montré que l'utilisation des sorties WRF-EMM permet d'améliorer les modèles de prédiction en diversité de site par rapport aux approches conventionnelles basées sur la Recommandation ITU-R P.618-12.

4.1	Génération de cartes de corrélation spatiale à partir de simulations WRF-EMM	181
4.1.1	Méthodologie	181
4.1.2	Définition des zones d'intérêt	182
4.1.3	Études conduites dans les sections suivantes	186
4.2	Étude des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie avec WRF-EMM.....	187
4.2.1	Comparaison des corrélations spatiales de WRF-EMM à des observations radars	188
4.2.2	Étude de la corrélation spatiale issue de WRF-EMM dans le Sud de la France	190
4.2.3	Caractérisation de l'anisotropie des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM	198
4.3	Variations interannuelles des corrélations spatiales et des distributions jointes d'atténuation due à la pluie	204
4.3.1	Variabilités interannuelles des coefficients de corrélation spatiale	204
4.3.2	Variabilités interannuelles des JCCDFs d'atténuation due à la pluie	208
4.4	Utilisation des sorties WRF-EMM pour nourrir les modèles en diversité de site.....	212
4.4.1	Méthodologie	212
4.4.2	Paramétrages du modèle loi mixte en diversité de site (ML-SD)	214
4.4.3	Influence des coefficients de corrélation sur les sorties du modèle ML-SD.....	216
4.4.4	Tests du modèle en diversité de site ML-SD paramétré à partir de WRF-EMM...	219
4.5	Apport de WRF-EMM sur un exemple de dimensionnement.....	225
4.5.1	Scénario proposé	226
4.5.2	Dimensionnement du schéma de diversité avec la Rec. ITU-R P.618-12	227
4.5.3	Dimensionnement du schéma de diversité avec le modèle ML-SD paramétré avec WRF-EMM	230
4.6	Conclusion.....	232

4.1 Génération de cartes de corrélation spatiale à partir de simulations WRF-EMM

Les résultats obtenus avec les premières simulations WRF-EMM à la fin du chapitre 3 suggèrent la capacité de cette approche originale à reproduire les statistiques d'atténuation due à la pluie, qu'elles soient mono-sites (pour lesquelles WRF-EMM donne de meilleurs résultats que les modèles statistiques conventionnels tels que la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12]) ou en diversité de site. Si les CCDFs d'atténuation due à la pluie, y compris jointes (JCCDFs), obtenues à partir des simulations WRF-EMM sont proches de celles obtenues expérimentalement sur la campagne de mesure en diversité de site ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016], il en va de même pour les coefficients de corrélation spatiale d'atténuation due à la pluie (cf. chapitre 3).

Dans ce nouveau chapitre, il s'agit dans un premier temps de dériver les coefficients de corrélation spatiale sur un nouveau domaine WRF-EMM afin de souligner l'influence des vents dominants et du relief. La spécificité locale des fonctions de corrélation spatiale sera alors démontrée, en contradiction avec les approches conventionnelles en propagation qui supposent une formulation unique, de nature isotrope. Il s'agira ensuite d'utiliser ces coefficients de corrélation spatiale dérivés de simulations WRF-EMM pour nourrir les modèles en diversité de site existants afin de démontrer l'apport de WRF-EMM pour le paramétrage des modèles de propagation actuels.

4.1.1 Méthodologie

Le modèle WRF-EMM génère, pour un satellite et une fréquence donnés, des séries temporelles d'atténuation due à la pluie sur une grille de $102 \times 102 \text{ km}^2$, spatialement résolue à $2 \times 2 \text{ km}^2$ et temporellement résolue à 5 minutes. Soit $[I, J]$ les coordonnées du point de référence ($[I, J] \in \llbracket 0, 50 \rrbracket^2$), i.e. à partir duquel les corrélations spatiales seront calculées, et $A_{I,J}(t)$ la série temporelle d'atténuation due à la pluie pour ce même point de référence issue des simulations WRF-EMM. La corrélation spatiale $R_A(A_{I,J}, A_{i,j})$ entre la série temporelle de référence $A_{I,J}(t)$ et la série temporelle d'atténuation due à la pluie $A_{i,j}(t)$ au point de grille $[i, j]$ ($[i, j] \in \llbracket 0, 50 \rrbracket^2$) est alors donnée par :

$$R_A(A_{I,J}, A_{i,j}) = \frac{\mathbb{E}[A_{I,J}(t)A_{i,j}(t)] - \mathbb{E}[A_{I,J}(t)]\mathbb{E}[A_{i,j}(t)]}{\sigma_{A_{I,J}(t)}\sigma_{A_{i,j}(t)}} \quad (4.1)$$

où $\sigma_{A_{I,J}}(t)$ et $\sigma_{A_{i,j}}(t)$ représentent les écarts-types des séries temporelles d'atténuation due à la pluie $A_{I,J}(t)$ et $A_{i,j}(t)$.

L'algorithme de post-traitement EMM a été modifié afin d'inclure le calcul des coefficients de corrélation spatiale pour l'ensemble des points de grille d'un domaine WRF-EMM donné, et ce pour n'importe quel point de référence de cette même grille. Cette nouvelle fonctionnalité allonge légèrement le temps de calcul (entre 30 et 45 minutes), ce qui n'est pas excessif compte tenu du temps de calcul nécessaire pour simuler une année complète (environ 3 jours). En plus de cela, un autre outil a été développé permettant de calculer les coefficients de corrélation spatiale sur plusieurs grilles WRF-EMM, sous l'hypothèse que les périodes simulées concordent entre les différents domaines considérés.

4.1.2 Définition des zones d'intérêt

Dans ce chapitre, plusieurs nouvelles simulations WRF-EMM ont été conduites afin de dériver les coefficients de corrélation spatiale en nombre suffisant pour obtenir une caractérisation fiable au niveau spatial (distances jusqu'à quelques centaines de kilomètres) et au niveau temporel (au moins 1 année, parfois 3 sur des zones spécifiques d'intérêt).

Plusieurs simulations WRF-EMM ayant déjà été réalisées à 20.2 GHz autour de Toulouse et de Salon de Provence (cf. chapitre 3), l'étude menée dans ce chapitre se concentre sur des simulations complémentaires permettant de compléter la cartographie sur le Sud de la France, c'est-à-dire sur une zone de plus de 600 x 200 km², pour l'année 2014 et pour une liaison avec le satellite Astra-3B (23.5°E) à 20.2 GHz, depuis les côtes basque et landaise jusqu'à Marseille. L'ensemble du domaine est soumis à l'influence climatique de deux régions côtières (Atlantique / Méditerranée) ainsi qu'à celle de la chaîne des Pyrénées au Sud, à l'orographie particulièrement marquée. De plus, la présence du bassin Aquitain (orographie faible) à l'ouest et du massif de la Montagne Noire (extrémité Sud du Massif Central) permet d'extraire de multiples cartes de corrélation spatiale sur des zones plus ou moins influencées par ces spécificités orographiques. Par ailleurs, il existe également une certaine diversité des flux des vents dominants : sur la côte ouest, les vents sont majoritairement orientés d'Ouest en Est tandis que dans le delta du Rhône, l'orientation préférentielle est Nord → Sud. L'ensemble de ces observations sont reportées sur les Figures 4-1, 4-2 et 4-3.

La génération de séries temporelles d'atténuation due à la pluie est donc particulièrement intéressante à mener dans ce vaste domaine couvrant le Sud de la France, du fait de la présence de nombreuses particularités orographiques et climatiques. Dès lors, il a été nécessaire de définir 15 sous-domaines WRF-EMM (résolution spatiale de 102 x 102 km² et

résolution temporelle de 5 minutes identiques pour l'ensemble des domaines) afin d'obtenir une carte des séries temporelles d'atténuation due à la pluie sur le Sud de la France. Le Tableau 4-1 compile les différentes caractéristiques de ces 15 domaines tandis que la Figure 4-1 illustre leur position géographique.

Domaine	Coordonnées du point central	Année(s) simulée(s)
BER	43.36°N, 1.19°E	2014, 2015, 2016
LAU	44.28°N, 1.19°E	2014, 2015, 2016
BAR	44.28°N, 2.45°E	2014, 2015, 2016
TRA	43.36°N, 2.45°E	2014, 2015, 2016
VIL	43.36°N, 0.07°O	2014
LAR	44.28°N, 0.07°O	2014
BIS	44.28°N, 1.33°O	2014
HAS	43.36°N, 1.33°O	2014
SET	43.36°N, 3.72°E	2014
CAS	44.28°N, 3.72°E	2014
BUI	44.28°N, 4.98°E	2014
MAR	43.36°N, 4.98°E	2014
RON	42.44°N, 1.19°E	2014
ATL	44.28°N, 2.59°O	2014
MED	42.44°N, 4.98°E	2014

Tableau 4-1 : Caractéristiques des domaines WRF-EMM considérés pour couvrir le sud de la France

Si l'ensemble des simulations effectuées concerne l'année 2014, les années 2015 et 2016 ont également été simulées pour les domaines BER, LAU, BAR et TRA, afin de disposer notamment de trois années de mesures sur une zone de 204 x 204 km² quasiment centrée sur Toulouse. Ces simulations WRF-EMM complémentaires permettront d'investiguer les potentielles variabilités interannuelles des JCCDFs et des coefficients de corrélation spatiale, comme observé au niveau des distributions mono-sites aux chapitres 2 et 3. De plus, étant donné que les campagnes de mesure à Toulouse et au Fauga ont été prolongées en 2015 et 2016, un nouveau travail de comparaison a pu être mené entre les statistiques expérimentales et celles issues des simulations WRF-EMM du domaine BER correspondantes pour ces deux années supplémentaires.

Par ailleurs, le domaine RON est entièrement situé au-dessus de la chaîne des Pyrénées, au niveau de la frontière franco-espagnole et au-dessus de l'Andorre, une zone à l'orographie particulièrement marquée (présence de sommets au-delà de 3000 mètres d'altitude), ce qui

permet d'étudier l'influence de l'orographie sur les coefficients de corrélation spatiale (ainsi que de tester WRF-EMM quant à sa capacité à rendre compte des possibles forçages orographiques). Le domaine TRA inclut également le massif de la Montagne Noire, à l'orographie assez remarquable à l'extrême Sud du Massif Central, de même que le domaine BAR, qui contient quelques reliefs importants, correspondant aux prémices du Massif Central à l'ouest, aux alentours de Rodez. A contrario, les domaines ATL et MED sont exclusivement situés sur des zones maritimes, sans orographie, ce qui permet de focaliser l'étude sur l'influence des vents dominants. De plus, les domaines HAS et MAR s'appuient en partie sur un(e) océan/mer et également sur des zones à forts reliefs (Pyrénées pour le domaine HAS et Alpilles pour le domaine MAR), ce qui permet d'effectuer une comparaison intéressante entre les corrélations spatiales issues de WRF-EMM sur une zone plate (océan/mer) et une zone à l'orographie marquée (Pyrénées / Alpilles). Le domaine BIS, à cheval entre l'océan Atlantique à l'Ouest et la forêt landaise à l'Est, est une zone relativement plate, où les vents dominants viennent de l'Ouest avant de pénétrer dans les terres, à l'inverse des vents dominants du domaine MAR, qui viennent préférentiellement de secteur Nord. Les Figures 4-2 et 4-3 résument l'ensemble de ces caractéristiques.

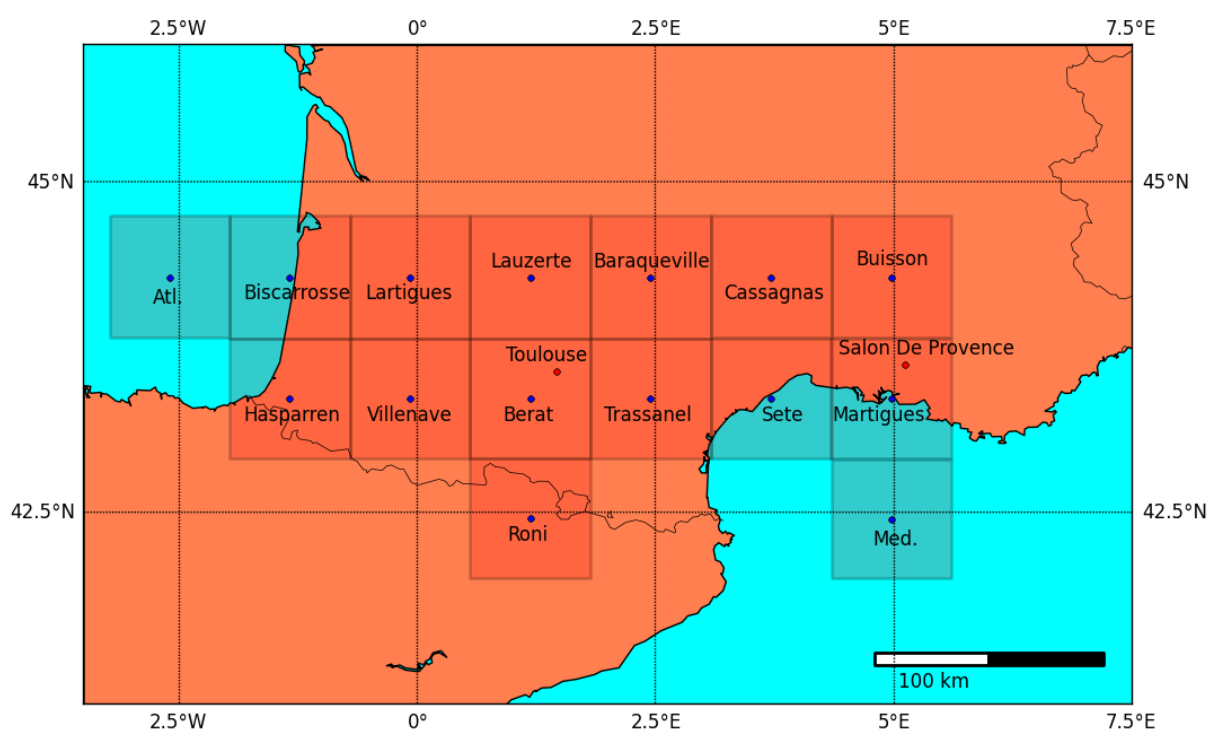


Figure 4-1 : Position des différents domaines WRF-EMM pris en compte dans cette étude

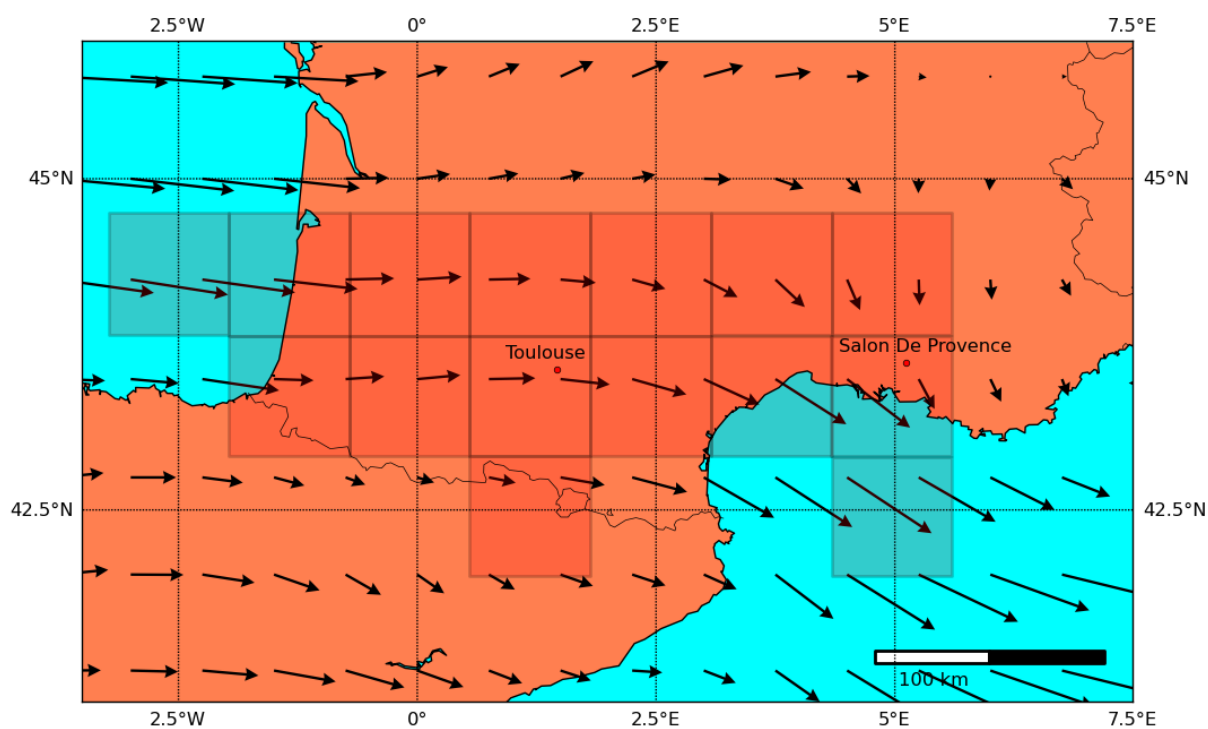


Figure 4-2 : Carte des vents dominants à 700 hPa fournis par la base de données ERA-Interim pour l'année 2014

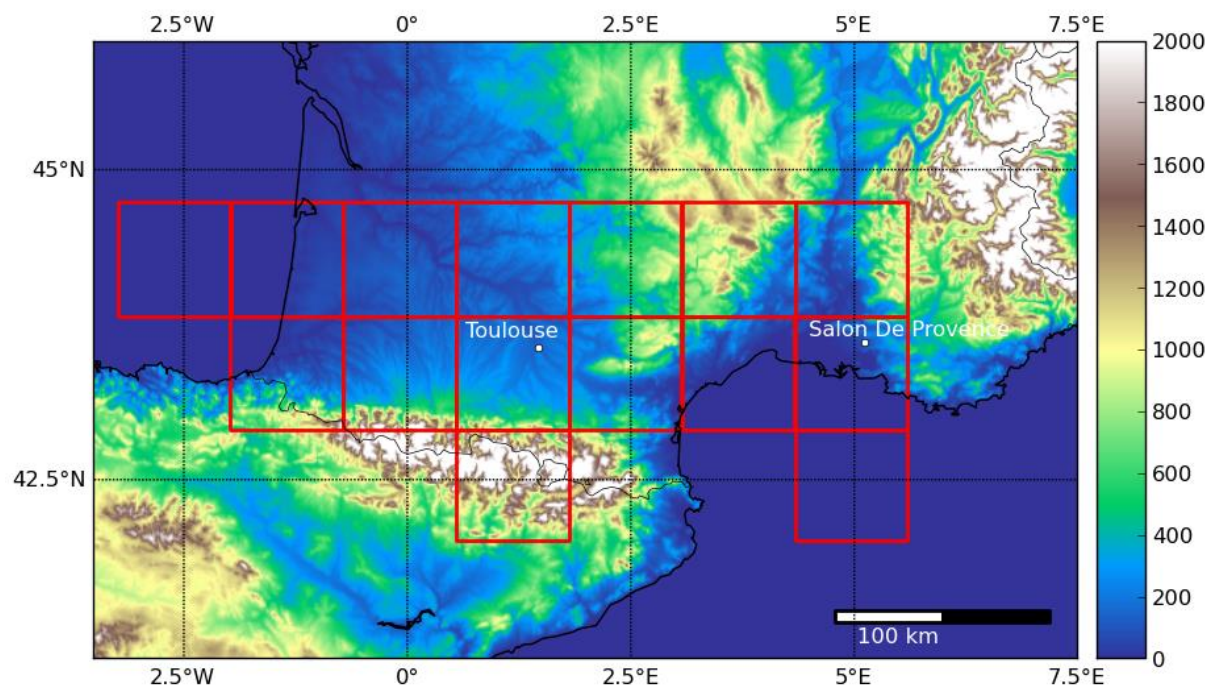


Figure 4-3 : Carte topographique extraite des données ETOPO1

En particulier, la Figure 4-2 présente la carte des vents dominants à l'isobare 700 hPa extraite de la base de données ERA-Interim pour l'année 2014. La prise en compte des vents dominants à l'isobare 700 hPa est conforme aux travaux de [Kitzmler et al., 2002], [Sokol, 2006] et [Luini et al., 2011] qui ont montré le lien entre vent à 700 hPa et déplacement ou organisation spatiale des champs de précipitation et d'atténuation associés. La Figure 4-3 présente quant à elle la carte topographique des domaines étudiés en utilisant la base de données ETOPO1. Cette base de données, résolue à 1 minute d'arc (soit environ 1.8 km), a été mise en place par l'agence américaine NOAA (*National Oceanic and Atmospheric Administration*), via le NCEI (*National Centers for Environmental Information*).

4.1.3 Études conduites dans les sections suivantes

Des simulations WRF-EMM ont été conduites sur l'ensemble des zones définies plus haut. Pour chacune d'elles, les coefficients de corrélation spatiale des atténuations dues à la pluie ont été calculés conformément à la relation (4.1). L'ensemble des résultats obtenus à partir de ces simulations va permettre d'apprécier la dépendance de la corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie à la localisation de la station sol. WRF-EMM sera donc utilisé pour questionner les formulations actuelles des modèles prédictifs des conditions de propagation en diversité de site lesquels supposent une formulation unique (et isotrope) de la corrélation spatiale de l'atténuation due aux précipitations (i.e. indépendante des spécificités locales – vents dominants, forçages orographiques locaux – du lieu d'implantation de la station sol) conformément au chapitre 1. Nous proposerons ensuite des pistes de caractérisation des corrélations spatiales issues des simulations WRF-EMM.

Ainsi, dans un premier temps, l'étude des spécificités locales des cartes de corrélation spatiale (i.e. leurs variabilités en fonction du point d'étude $[I, J]$) est conduite dans la section 4.2.

Ensuite, dans la section 4.3, c'est un autre type de variabilité qui sera étudié : de la même manière que pour les ECCDFs d'atténuation due à la pluie mono-sites, il s'agira alors d'évaluer les variations des coefficients de corrélation spatiale d'une année à l'autre à partir des simulations WRF-EMM et des données expérimentales de la campagne en diversité ONERA-CNES, dans le but de statuer si des variabilités interannuelles des corrélations spatiales et des ECCDFs jointes (EJCCDFs) doivent également être considérées.

Enfin, dans la section 4.4, la performance des modèles en diversité de site alimentés avec les sorties du modèle WRF-EMM sera évaluée : d'une part avec les coefficients de corrélation spatiale et d'autre part avec les distributions d'atténuation due à la pluie mono-sites. En particulier, il s'agira de comparer les sorties du modèle de Paraboni-Barbalisica [Luglio et al.,

2002] (intégré dans la Recommandation ITU-R P.618-12 [**ITU-R P.618-12**]) avec celles du modèle ML-SD (généralisation du modèle loi mixte Dirac/log-normale [**Boulangier et al., 2013 (1)**] dans un contexte de diversité de site, présenté au chapitre 1, sections 1.3.2.4 et 1.3.3.2) mais ici nourri exclusivement avec les sorties du modèle WRF-EMM.

Ce chapitre se terminera (section 4.5) par l'étude d'un scénario de diversité de gateways en bande Q/V (liaison montante à 50 GHz), afin de montrer l'intérêt d'utiliser le simulateur WRF-EMM pour un dimensionnement spécifique au niveau de chaque gateway, en optimisant le positionnement de la station maître et de la station esclave de redondance sur la zone considérée.

4.2 Étude des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie avec WRF-EMM

Comme évoqué précédemment, nous nous intéressons ici à la dépendance de la corrélation spatiale des affaiblissements dus aux précipitations issue de WRF-EMM à la localisation du point de référence. Le lien avec les vents dominants et l'orographie est également étudié. L'objectif de cette section est de questionner la validité des formulations uniques (i.e. identiques quelle que soit la localisation de la station sol) et isotropes des fonctions de corrélation spatiale actuellement proposées dans la littérature (cf. chapitre 1, Tableau 1-1), lesquelles ignorent toutes les spécificités climatologiques et orographiques de la zone d'implantation de la station sol.

Naturellement, avant de conduire l'analyse sur les fonctions de corrélation spatiale issues de simulations WRF-EMM dans le Sud de la France, il convient d'évaluer la capacité du modèle WRF-EMM à générer des corrélations réalistes. Le chapitre 3 a déjà apporté quelques éléments de réponse. En effet, conformément aux résultats compilés dans la section 3.3.2 (et en particulier dans le Tableau 3-11), les coefficients de corrélation obtenus avec WRF-EMM sont proches de ceux obtenus expérimentalement. Toutefois, ces comparaisons sont encore insuffisantes. Rappelant que le nombre de campagne de mesure de propagation en diversité est très limité, nous proposons dans la section suivante d'évaluer les corrélations spatiales issues de WRF-EMM par comparaison aux données radar collectées en 1996 par le radar Météo France de Bordeaux-Mérignac. Toutefois, les mesures radars étant relatives aux intensités de précipitation, un module spécifique doit être développé dans WRF-EMM.

4.2.1 Comparaison des corrélations spatiales issues de WRF-EMM à des observations radars

Considérant les observations du radar météorologique de Météo-France situé à Bordeaux-Mérignac, [Luini et al., 2011] ont extrait la fonction de corrélation spatiale des champs de précipitation issus de l'ensemble des mesures radars collectées en 1996. La Figure 4-4(a) en donne une représentation directement extraite de l'article [Luini et al., 2011]. Conformément à la Figure 4-4(a), la fonction de corrélation dérivée des observations radars est de forme elliptique, avec un axe principal selon l'axe Nord-Sud, c'est-à-dire l'axe perpendiculaire aux vents dominants à 700 hPa issus de la base de données ERA-Interim conformément à la Figure 4-2.

Toutefois, comme mentionné dans le chapitre 3, le modèle WRF-EMM calcule directement l'atténuation due à la pluie, conformément aux besoins de dimensionnement des systèmes de télécommunications spatiales, sans passer par l'évaluation intermédiaire de l'intensité de précipitation. Aussi, afin d'évaluer la capacité du modèle WRF-EMM à reproduire la fonction de corrélation des intensités de précipitation issue des données radars, un module spécifique a été développé dans l'EMM pour permettre la simulation WRF-EMM de séries temporelles d'intensités de pluie R (mm/h). Conformément à [Atlas et al., 1973], [Sauvageot, 1992] et [Zhang et al., 2001], l'intensité de précipitation R peut s'exprimer par la relation :

$$R = \frac{\pi}{6} \int_{D_{min}}^{D_{max}} D^3 N(D) \vartheta(D) dD \quad (mm.h^{-1}) \quad (4.2)$$

où, comme pour la relation (3.3), D représente le diamètre des gouttes de pluie (conformément au chapitre 3, les gouttes de pluie sont supposées sphériques, de diamètre compris entre 0.25 et 6 mm) et $N(D)$ désigne leur distribution granulométrique. De la même façon que pour le calcul de l'atténuation due à la pluie, c'est le modèle de granulométrie optimisé (modèle mixte défini dans le chapitre 3) qui sera utilisé ici. Enfin, $\vartheta(D)$ représente la vitesse de chute des gouttes de pluie. Clairement, un travail d'optimisation devrait être conduit afin de sélectionner un modèle de vitesse de chute $\vartheta(D)$ permettant de reproduire au mieux les données expérimentales. Toutefois, ce travail d'optimisation, complexe, n'est pas nécessaire ici puisque ce sont les corrélations qui nous intéressent, et non les valeurs de l'intensité de précipitation en elles-mêmes. Dès lors, nous proposons d'utiliser le modèle décrit dans [Doviak et Zrnica, 1993] pour le calcul de $\vartheta(D)$:

$$\vartheta(D) = 3.778D^{0.67} \quad (m.s^{-1}) \quad (4.3)$$

Une simulation WRF-EMM a alors été conduite spécifiquement pour l'année 1996, en prenant comme point de référence le radar de Bordeaux-Mérignac (44.83°N, 0.69°O). Le calcul des intensités de précipitation est conduit sur l'ensemble du domaine d03, de taille 156 x 156 km². Si la résolution temporelle est identique pour les données radars et les sorties WRF-EMM (5 mn), la résolution spatiale diffère légèrement (2 x 2 km² pour WRF-EMM contre 1 x 1 km² pour les données radars).

La Figure 4-4 (b) présente la corrélation spatiale des intensités de précipitation finalement obtenue à partir des simulations WRF-EMM menées sur Bordeaux en 1996.

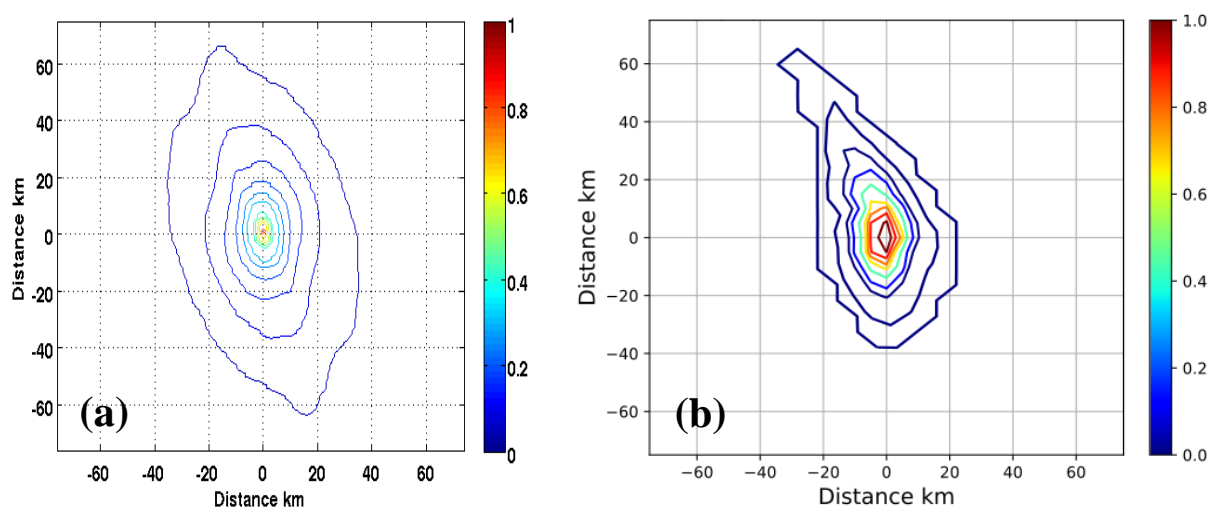


Figure 4-4 : Corrélations spatiales des intensités de précipitation obtenues à partir des mesures du radar Météo-France de Bordeaux-Mérignac en 1996 (extraites de [Luini et al., 2011]) (a) et à partir des simulations WRF-EMM conduites sur la même année (b)

Conformément aux Figures 4-4(a) et 4-4(b), la fonction de corrélation spatiale des intensités de pluie issue des simulations WRF-EMM possède une orientation remarquablement proche de celle dérivée des données radars par [Luini et al., 2011] : les 2 représentations confirment l'anisotropie des corrélations spatiales des intensités de pluie sur Bordeaux, avec une orientation Nord-Sud, i.e. perpendiculaire aux vents dominants de secteur Ouest. Par conséquent, si une anisotropie apparaît sur la corrélation des champs de précipitation, elle est également à attendre sur les affaiblissements associés à ces mêmes précipitations.

La comparaison quantitative entre la fonction de corrélation issue des simulations WRF-EMM et celle issue des observations radars est difficile, n'ayant pas accès aux valeurs numériques sur lesquelles reposent la Figure 4-4(a). Néanmoins, qualitativement, l'adéquation paraît tout de même raisonnable, même si l'on note une apparente surestimation de la corrélation spatiale issue de WRF-EMM pour les faibles distances (inférieures à 5 km) et une tendance à la sous-estimation (notamment au Sud) pour les distances supérieures à environ 40 km, l'impact des différentes résolutions spatiale restant à vérifier.

Naturellement, une étude approfondie de la concordance entre les corrélations spatiales des précipitations issues d'observations radars et de simulations WRF-EMM est nécessaire. Il s'agira alors de procéder à une analyse systématique de multiples observations radars, collectées en divers lieux, de résolution spatiale $2 \times 2 \text{ km}^2$ pour ensuite les comparer aux simulations WRF-EMM concurrentes. Ce travail, bien que fondamental, est hors de portée de la présente thèse qui vise à statuer sur les potentialités d'un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour nourrir les modèles de propagation actuels

En conclusion, rappelant la qualité des résultats fournis par WRF-EMM au niveau des corrélations spatiales d'atténuation due à la pluie rapportés au chapitre 3, considérant l'adéquation qualitative des Figures 4-4(a) et 4-4(b), nous considérerons dans le reste de ce chapitre que le modèle WRF-EMM constitue une approche d'intérêt pour la dérivation synthétique de la fonction de corrélation spatiale des précipitations et, plus fondamentalement pour les aspects systèmes, de la fonction de corrélation de l'atténuation due aux précipitations.

4.2.2 Étude de la corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie à partir de simulations WRF-EMM dans le Sud de la France

Conformément à l'approche méthodologique présentée dans la section 4.1, les cartes de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie sont extraites des données simulées pour l'année 2014 avec le modèle WRF-EMM sur des zones de $204 \times 204 \text{ km}^2$. Pour chaque point de grille, une liaison avec le satellite Astra-3B (23.5°E) à 20.2 GHz est considérée. Par ailleurs, sur l'ensemble des cartes présentées sont indiqués les vents dominants à l'altitude 700 hPa, extraits de la base de données ERA-Interim, pour l'année 2014 (de manière similaire à ce qui est représenté sur la Figure 4-2).

Les Figures 4-5, 4-6, 4-7 et 4-8 soulignent la variabilité des corrélations spatiales des affaiblissements dus à la pluie produits par WRF-EMM en fonction de la localisation du point de référence (i.e. de la station sol). Sur ces figures, 4 points d'étude sont choisis :

- Toulouse (43.57°N, 1.47°E) ;
- Bérat (43.36°N, 1.19°E), centre du domaine BER ;
- Le Soulié (43.54°N, 2.73°E), au sein du domaine TRA ;
- Cahors (44.49°N, 1.45°E), au sein du domaine LAU.

Si Toulouse et Bérat sont proches (environ 30 km entre les deux points), les corrélations spatiales issues des simulations WRF-EMM affichent des différences remarquables (Figures 4-5 et 4-6). Par exemple, si dans le cas de Toulouse la décroissance des coefficients de corrélation est plutôt abrupte, elle semble plus progressive dans le cas de Bérat. Cependant, l'orientation générale des cartes de corrélation dans les deux cas est assez proche : en prenant un seuil de corrélation de 0.5 et en approximant la forme des corrélations spatiales par une ellipse équivalente, la carte de Toulouse est orientée suivant son grand axe à 32° et celle de Bérat à 26° (orientation depuis le Nord). Or, dans cette région, les vents dominants sont orientés de l'Ouest vers l'Est (Figure 4-2), et les corrélations spatiales de l'atténuation due aux précipitations sur Toulouse et Bérat semblent donc être perpendiculaires à l'orientation des vents dominants, les reliefs n'étant probablement pas suffisamment marqués ici pour justifier cette forme elliptique. Par ailleurs, la carte de corrélation obtenue pour Bérat suggère une décorrélation moins rapide pour ce site que pour celui de Toulouse.

Lorsque Le Soulié est pris comme point de référence (Figure 4-7), la corrélation spatiale est proche de celle de Toulouse, mais l'orientation n'est pas du tout la même. En effet, dans le cas de Le Soulié, la corrélation spatiale semble épouser l'orographie locale, avec une orientation dictée cette fois par la présence du massif de la Montagne Noire (Sud du Massif Central). Enfin, en prenant Cahors comme point de référence (Figure 4-8), la corrélation spatiale dérivée des simulations WRF-EMM possède une forme nettement moins elliptique que dans les cas de Toulouse, Bérat et Le Soulié. Du fait du relief peu marqué dans cette région, sa forme et son orientation semblent liées à la présence d'un vent dominant Ouest → Est de plus faible intensité (cf. Figure 4-8) que dans la région toulousaine.

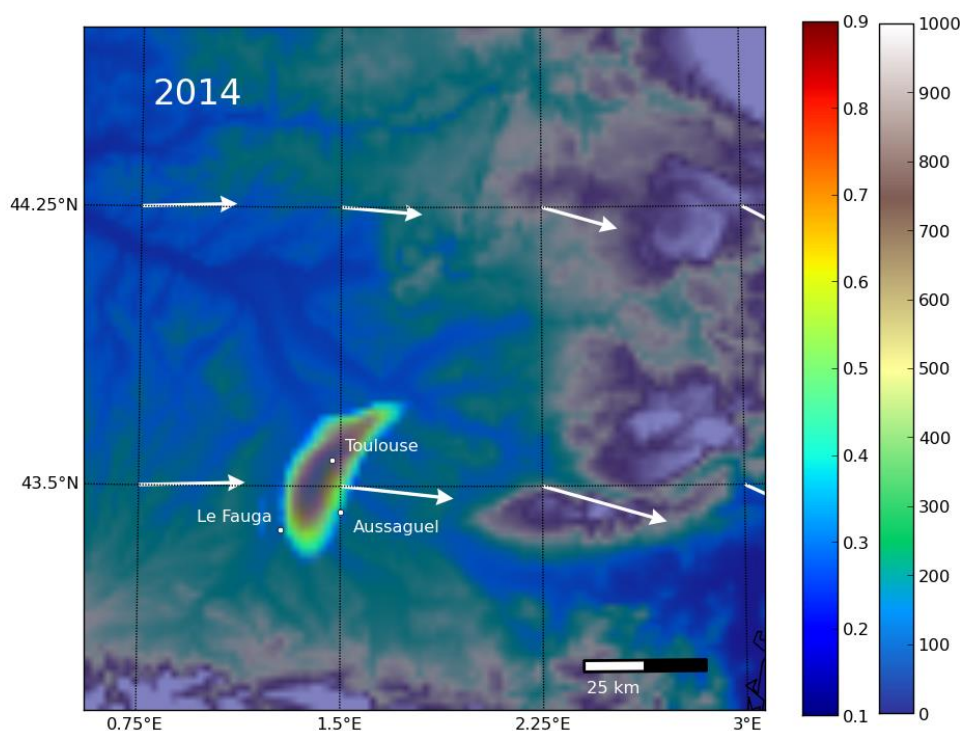


Figure 4-5 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Toulouse comme référence

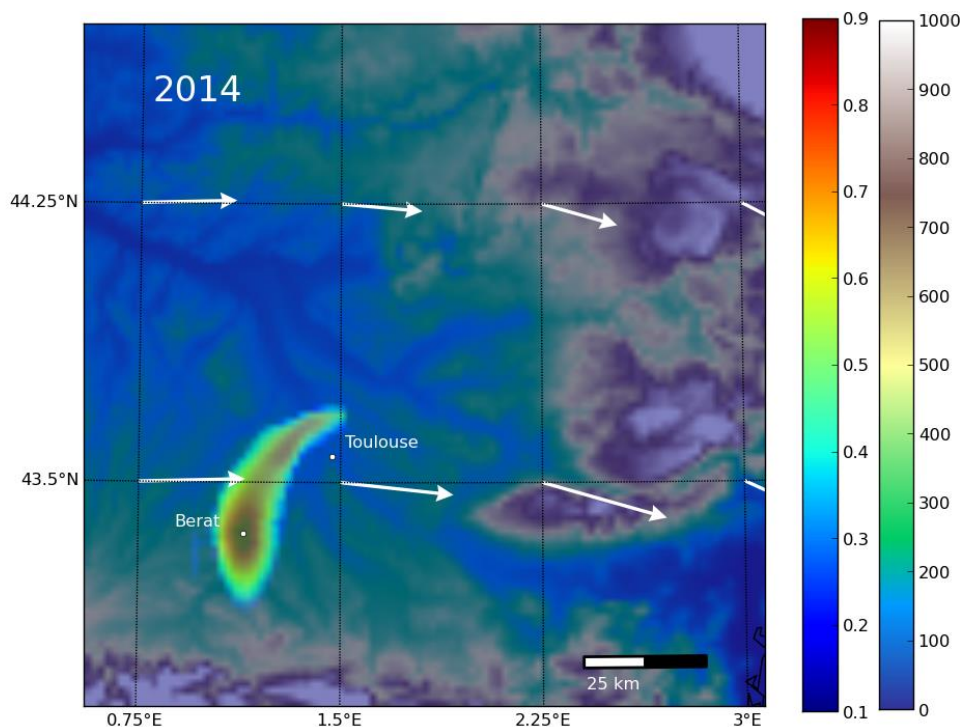


Figure 4-6 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Bérat comme référence

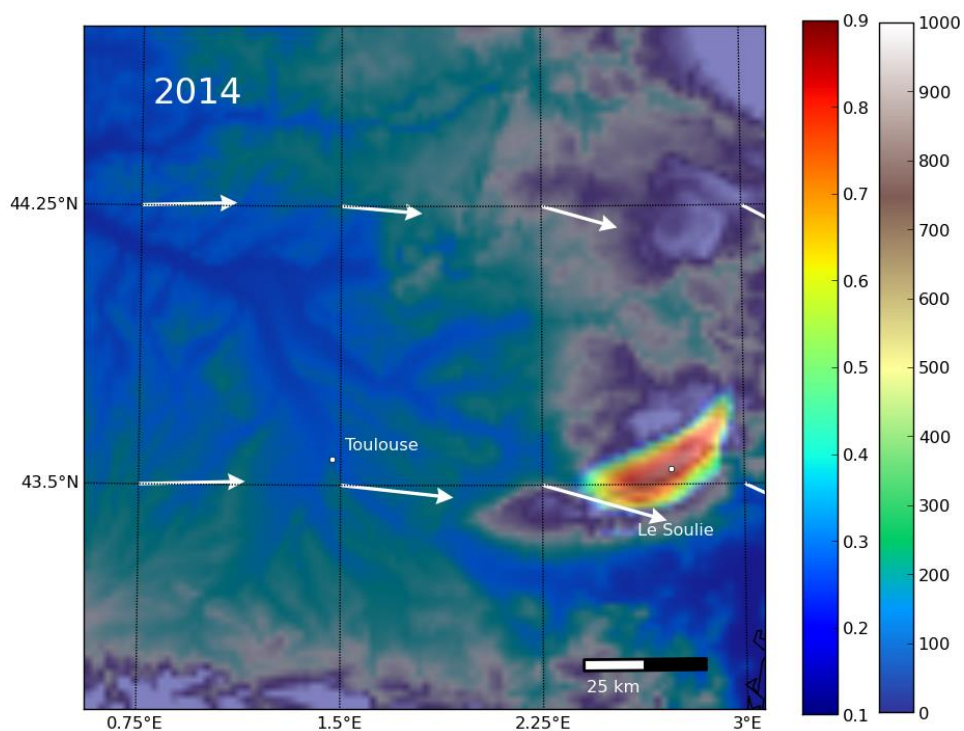


Figure 4-7 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Le Soulié comme référence

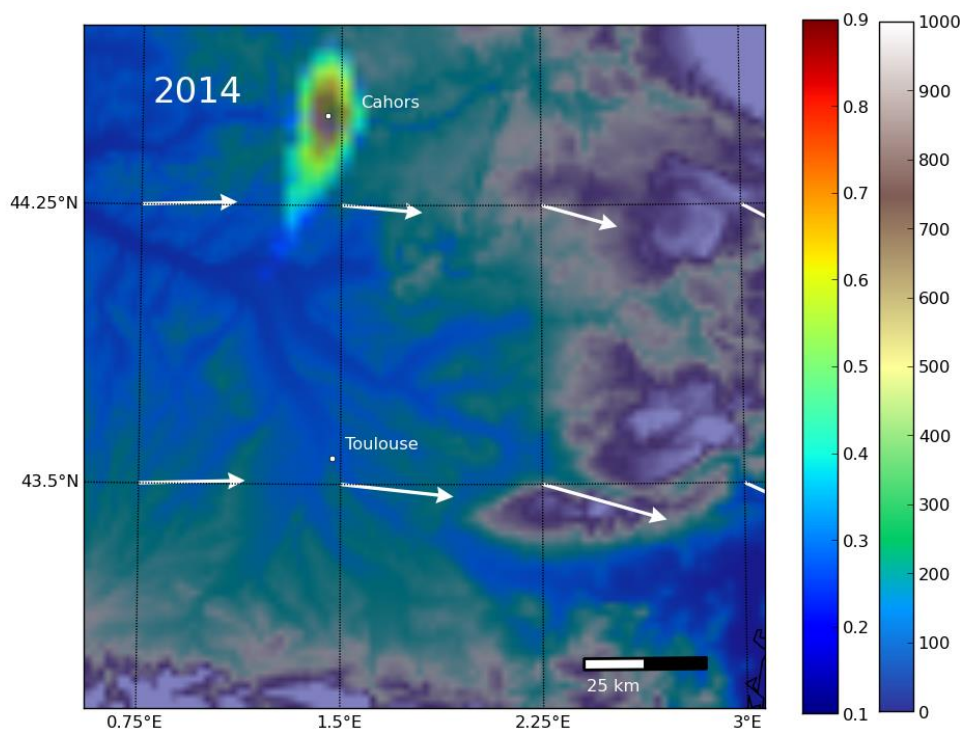


Figure 4-8 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Cahors comme référence

D'autres zones géographiques avec des caractéristiques climatiques et orographiques différentes ont été considérées. La Figure 4-9 présente la carte des corrélations spatiales de Biscarosse pour l'année 2014, la Figure 4-10 présente celle de Salon de Provence et la Figure 4-11 celle d'Hortonedra (Espagne). Dans le cas de Biscarosse, la corrélation spatiale des affaiblissements dus aux précipitations issue des simulations WRF-EMM est particulièrement étirée suivant l'axe Nord-Sud (en approximant le nuage de corrélation à une ellipse, l'axe principal est orienté à 28° depuis le Nord), ce qui concorde une nouvelle fois avec l'orientation des vents dominants (cf. Figure 4-9). Cette observation peut également être faite sur la carte de corrélation de Salon de Provence (Figure 4-10), où le nuage de corrélation est clairement orienté perpendiculairement à l'axe de la vallée du Rhône.

Concernant la carte relative au point de référence Hortonedra en Espagne (Figure 4-11), le nuage semble épouser la forme de la vallée de Sort. Si le nuage semble être orienté perpendiculairement aux vents dominants (d'Ouest en Est), le nuage semble également buté sur la serra de Boumort à l'Est. Enfin, suivant l'axe principal du nuage de corrélation (17° à partir du Nord), les corrélations décroissent nettement plus rapidement en allant vers le Sud qu'en allant vers le Nord, ce qui était également le cas pour la carte de Bérat (Figure 4-6) mais ici, l'influence du relief peut également contribuer à ce résultat.

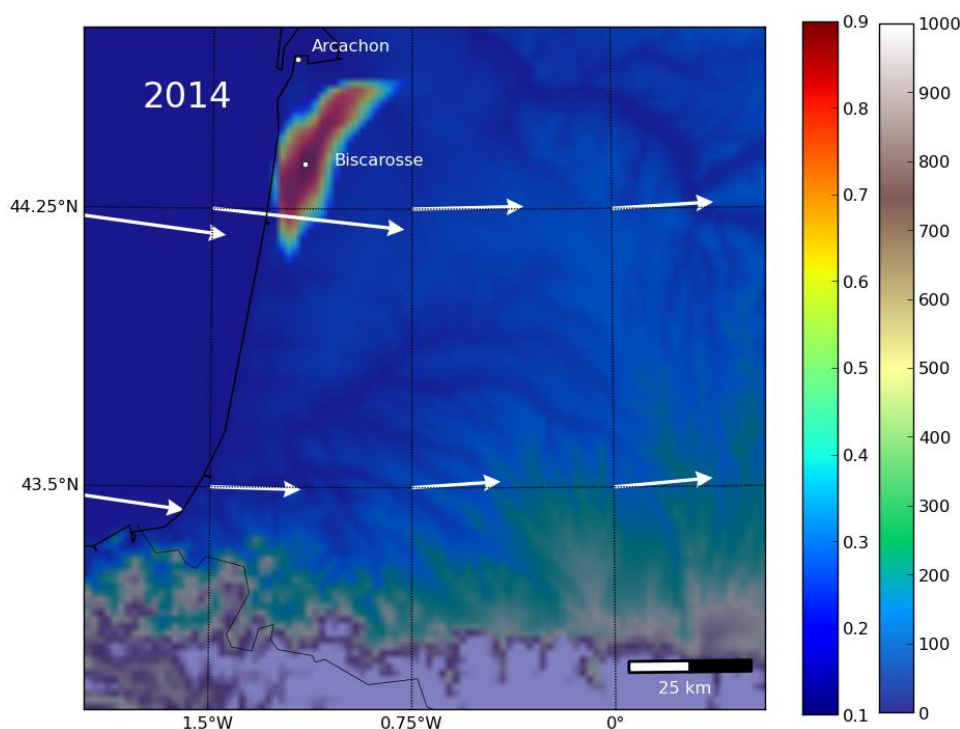


Figure 4-9 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Biscarosse comme référence

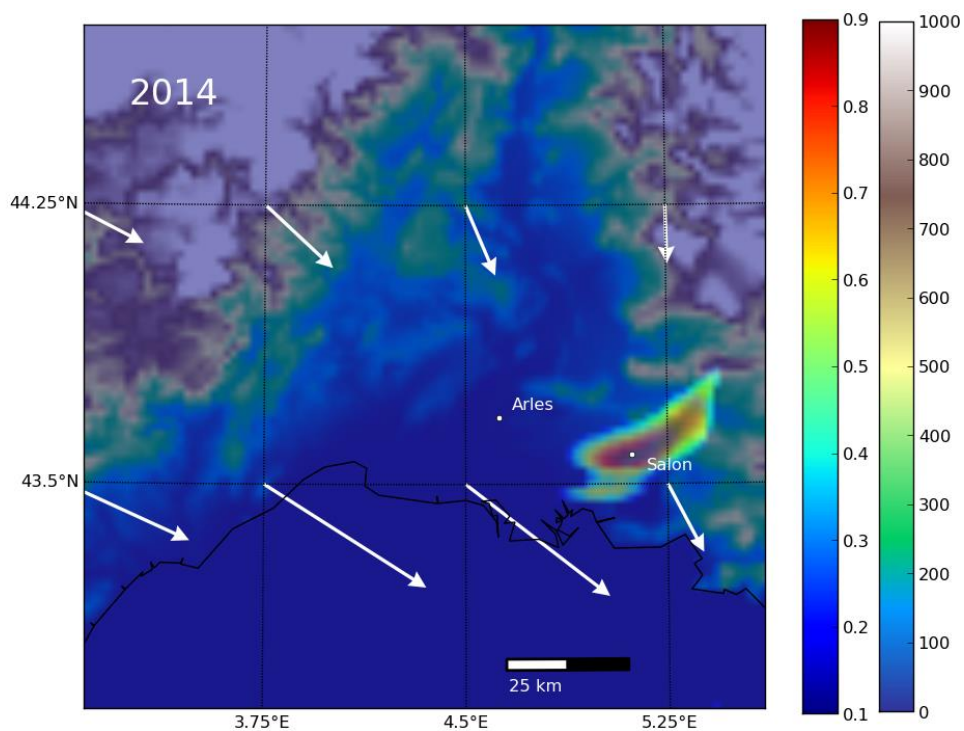


Figure 4-10 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Salon de Provence comme référence

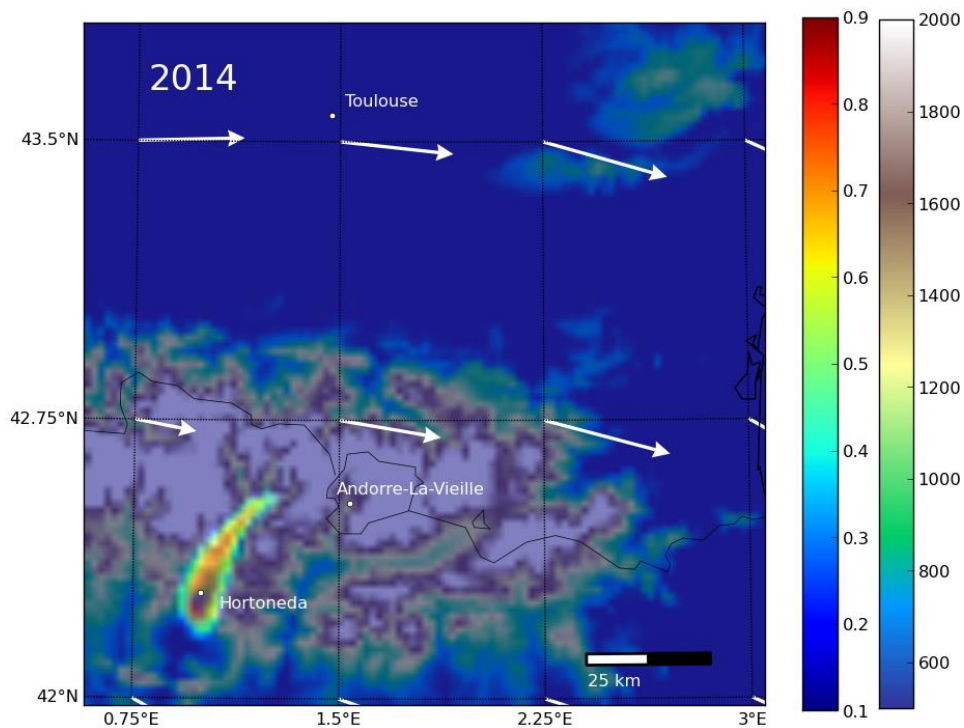


Figure 4-11 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014 en prenant Hortonedá comme référence

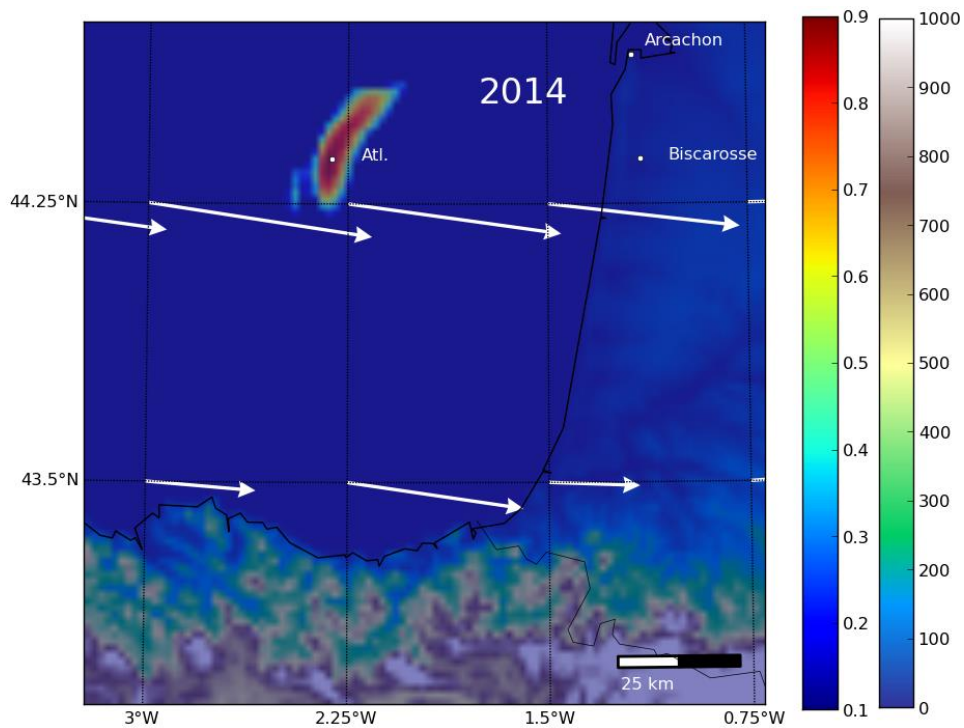


Figure 4-12 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues de WRF-EMM pour l'année 2014 en considérant un point de référence au-dessus de l'Atlantique

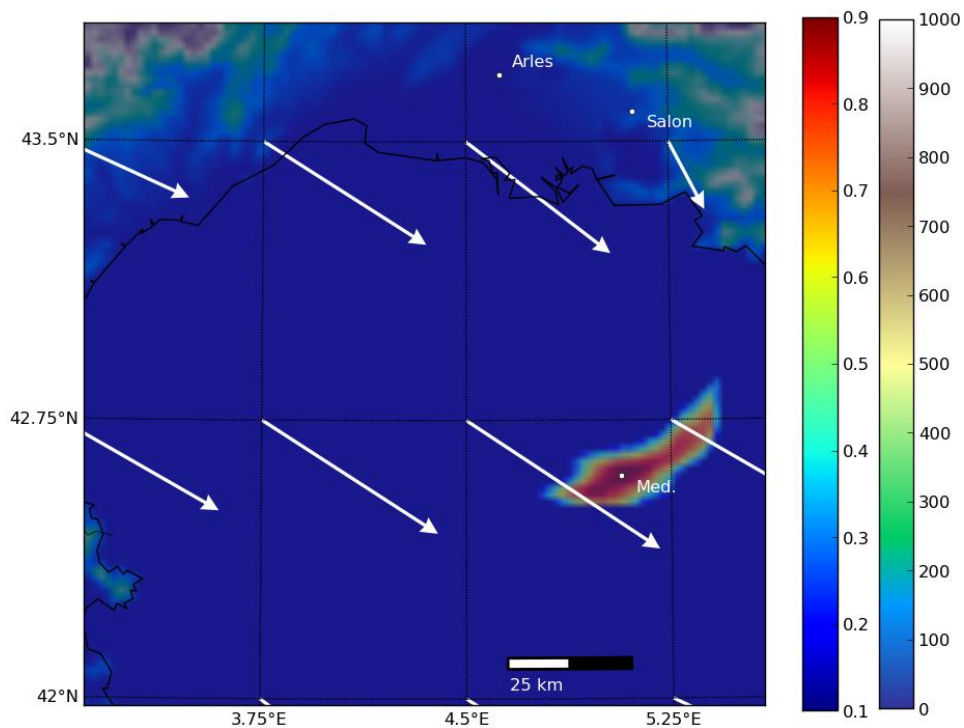


Figure 4-13 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues de WRF-EMM pour l'année 2014 en considérant un point de référence au-dessus de la Méditerranée

La Figure 4-12 (respectivement 4-13) présente la carte de corrélation obtenue en prenant comme point de référence un point au-dessus de l'océan Atlantique (respectivement au-dessus de la Mer Méditerranée). Peu de changement sont à observer par rapport aux Figures 4-5 à 4-11 lesquelles renvoient pourtant à des points de référence situés sur le continent. Même s'il est avéré que les données ERA-Interim utilisées en entrée de WRF-EMM surestiment les cumuls de précipitation au-dessus des zones maritimes [Dee et NCAR, 2017], les cartes de corrélation obtenues avec les simulations WRF-EMM au-dessus de la mer ont cependant le même niveau de fiabilité que celles obtenues sur le continent. En effet, ce sont ici les corrélations qui sont étudiées, et non les valeurs des atténuations dues à la pluie en elles-mêmes. Par ailleurs, en l'absence totale de relief sur les zones maritimes ici considérées, il semble que ce soient les vents dominants qui sont responsables de la forme des cartes de corrélation spatiale. Enfin, l'allure des corrélations spatiales au-dessus de l'Atlantique (de la Méditerranée) est proche de celle obtenue au niveau continental à Biscarosse (à Salon de Provence). Ceci étant, comme ces simulations reposent sur l'utilisation d'un modèle, ces conclusions nécessiteraient une confirmation par exemple via l'exploitation des données du radar de Bordeaux (d'une part au-dessus de l'Océan et d'autre part au-dessus des terres).

En complément des observations faites sur les Figures 4-5 à 4-13 par rapport à la possible corrélation entre la direction des vents dominants à 700 hPa extraits de la base de données ERA-Interim et l'allure des corrélations spatiales issue des simulations WRF-EMM, la Figure 4-14 présente les roses des vents extraites des mêmes données à 700 hPa issues d'ERA-Interim pour l'année 2014, pour le site de Toulouse (Figure 4-14(a)) et le site de Salon de Provence (Figure 4-14(b)).

Conformément à la Figure 4-14(a), la rose des vents de Toulouse est fortement influencée par la présence de vents provenant du secteur Ouest/Nord-Ouest (bassin Aquitain), ce qui est conforme aux résultats obtenus sur Bordeaux par [Luini et al., 2011]. Cette orientation de secteur Ouest/Nord-Ouest est quasiment perpendiculaire au nuage de corrélation spatiale issu des simulations WRF-EMM en prenant Toulouse comme point de référence (Figure 4-4), soulignant une fois de plus l'impact des vents dominants sur les corrélations spatiales des atténuations dus à la pluie. Concernant Salon de Provence (Figure 4-14(b)), les vents dominants proviennent principalement du secteur Nord-Ouest (correspondant au Mistral), ce qui une fois encore semble être en adéquation avec la forme du nuage de corrélation issue des simulations WRF-EMM pour Salon de Provence (Figure 4-10).

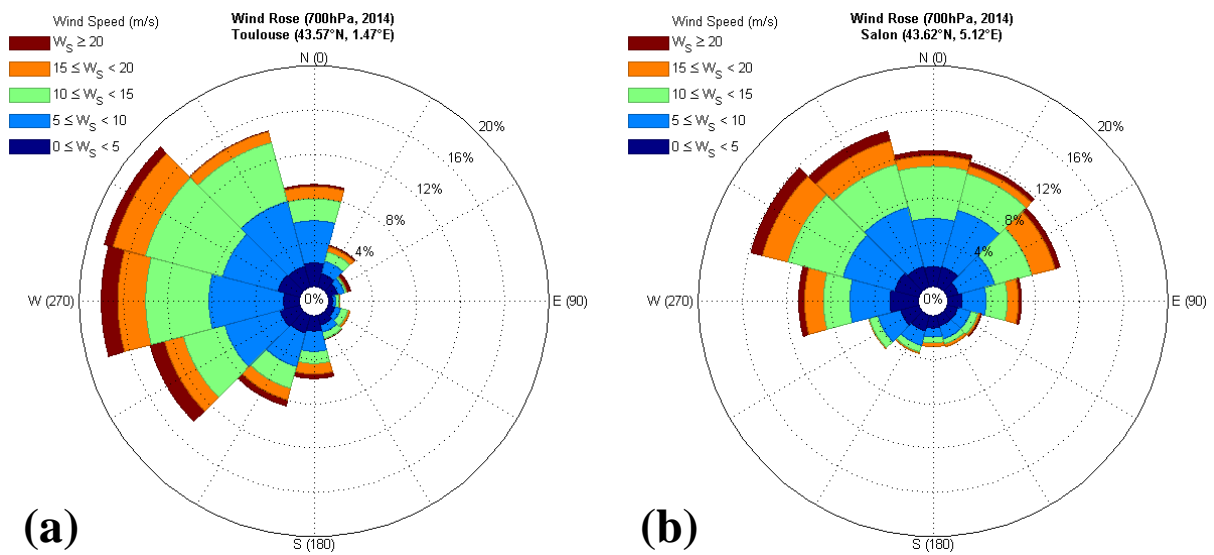


Figure 4-14 : Rose des vents à 700 hPa extraites de la base de données ERA-Interim pour l'année 2014 pour Toulouse (a) et Salon de Provence (b)

Finalement, il ressort de cette analyse que les corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM sont clairement anisotropes. Chaque carte de corrélation présentée dans cette section affiche des spécificités, tant au niveau de l'orientation générale du nuage de corrélation qu'au niveau de la décroissance de ses coefficients en fonction de la distance par rapport au point de référence. Ces observations, issues des simulations WRF-EMM, sont conformes à celles rapportées dans [Luini et al., 2011] à partir d'observations radars et aux résultats liés à l'utilisation de l'indice de dépendance statistique présenté dans [Barbaliscia et al., 1992] et appliqué dans [Garcia et al., 2014]. Ces résultats suggèrent une nouvelle modélisation de la fonction de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie, prenant en compte cette anisotropie.

4.2.3 Caractérisation de l'anisotropie des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM

Dans cette section est proposée une nouvelle représentation pour caractériser l'anisotropie des cartes de corrélation spatiale, en paramétrant – en fonction du point de référence choisi, mais également en fonction de l'orientation de la ligne formée par cette station de référence et la station de redondance – une fonction de corrélation spatiale à partir des coefficients issues des simulations WRF-EMM. Une représentation en une dimension sera ici adoptée, d'une manière similaire à ce qui est présenté sur le Tableau 1-1 du chapitre 1. Pour ce faire, pour chacune

des cartes de corrélations continentales représentées jusqu'à maintenant (Figures 4-5 à 4-11), deux fonctions de corrélations seront extraites :

- la première à partir du grand axe de l'ellipse équivalente définie par seuillage de la carte de corrélation au seuil de corrélation 0.5 ;
- la seconde à partir du petit axe de cette même ellipse.

Dans un premier temps, chaque carte de corrélation spatiale est convertie en carte binaire, suivant que le seuil de 0.5 est dépassé ou non pour chaque point de la carte (en blanc si le seuil est dépassé, en noir sinon, cf. Figure 4-15 (b)). Après cette opération, l'ellipse équivalente est évaluée selon une approche classique détaillée dans [Féral et al., 2000]. La Figure 4-15 schématise ce principe d'approximation en se basant sur la carte de corrélation de Toulouse (Figure 4-5).

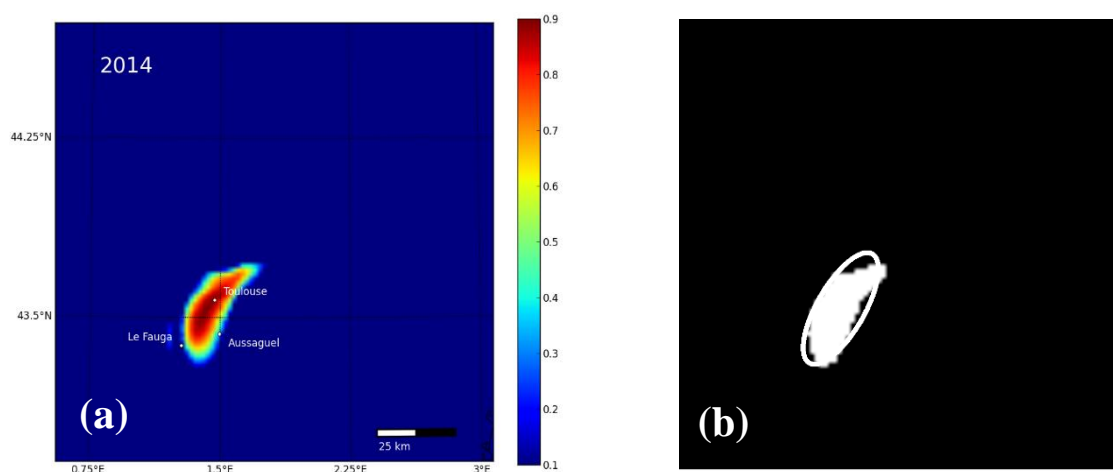


Figure 4-15 : Approximation du nuage de corrélation spatiale des atténuations dues à la pluie issu des simulations WRF-EMM sur Toulouse en 2014 (a) par une ellipse équivalente (b) (seuillage à la valeur 0.5)

La Figure 4-16 présente l'évolution des coefficients de corrélation spatiale selon le grand axe (Figure 4-16(a)) et selon le petit axe (Figure 4-16(b)) de l'ellipse équivalente pour le nuage de corrélation issu des simulations WRF-EMM conduites sur Toulouse en 2014 (Figure 4-5). Conformément à la Figure 4-16, les coefficients de corrélation du grand axe (4-16(a)) décroissent moins rapidement que ceux du petit axe (4-16(b)) en fonction de la distance au point de référence.

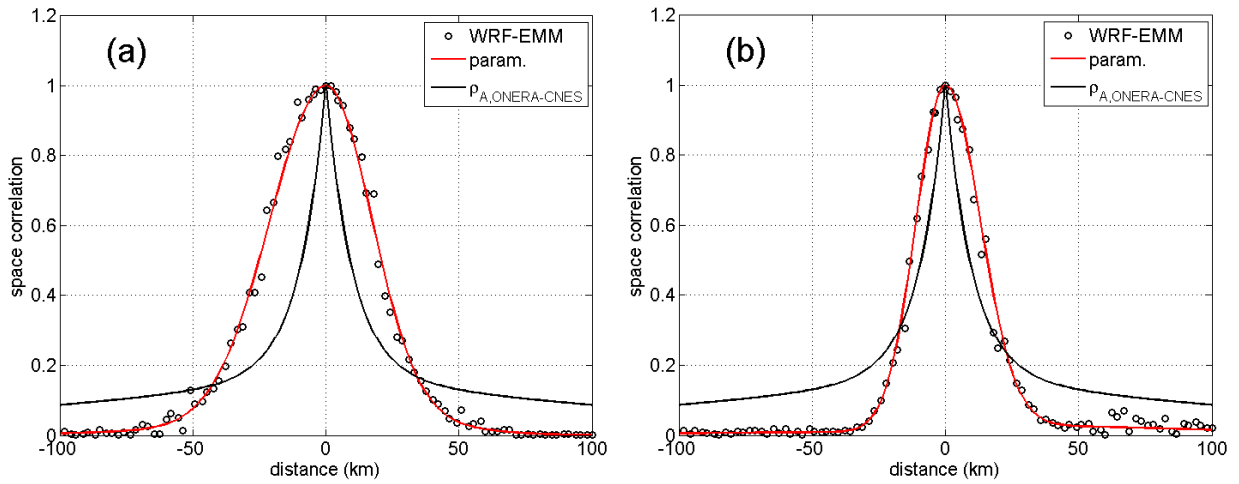


Figure 4-16 : Évolution de la corrélation spatiale à partir du point de référence Toulouse en 2014 selon le grand axe (a) et selon le petit axe (b) de l'ellipse équivalente représentée Figure 4-15. Les distances sont comptées positives vers le Nord et vers l'Est

Par ailleurs, les Figures 4-16(a) et 4-16(b) indiquent une dissymétrie en distance selon la direction d'éloignement par rapport à la station de référence. En effet, sur le grand axe (Figure 4-16(a)), les corrélations décroissent plus rapidement en allant vers le Nord (distance positive) qu'en allant vers le Sud (distance négative). En revanche, sur le petit axe (Figure 4-16(b)), la décroissance semble symétrique. De plus, pour les faibles distances (inférieures à 20 km), les coefficients de corrélation semblent posséder un comportement Gaussien. Comparativement au paramétrage expérimental dérivé de la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016] et reporté sur les Figures 4-16(a) et 4-16(b) à des fins comparatives, les coefficients issus de WRF-EMM surestiment le paramétrage pour des distances comprises entre -45 et 30 km au niveau du grand axe, et entre -20 et 20 km au niveau du petit axe. Pour des distances supérieures, les coefficients de corrélation issus de WRF-EMM sous-estiment le paramétrage expérimental proposé par [Boulanger et al., 2016].

Afin de modéliser la décroissance des coefficients de corrélation issus de WRF-EMM selon le grand axe et le petit axe, nous proposons la formulation générale suivante :

$$\rho_A(d) = a \exp\left(-\left(\frac{d}{b_1}\right)^{c_1}\right) + (1 - a) \exp\left(-\left(\frac{d}{b_2}\right)^{c_2}\right) \quad (4.4)$$

où d est la distance à partir du point d'étude, $a \in [0,1]$, $\{b_1, b_2\} \in \mathbb{R}_+^{*2}$ et $\{c_1, c_2\} \in \llbracket 1,2 \rrbracket$. La formulation (4.4), somme de deux fonctions exponentielles, est représentative de la majorité des expressions des fonctions de corrélation déjà existantes (cf. chapitre 1, Tableau 1-1), conformément à la relation (1.58). En effet, les fonctions de corrélation spatiale intégrées au

modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002][ITU-R P.618-12], au modèle Sistar [Jeannin et al., 2012] ou celle paramétrée à partir des résultats de la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016] s'expriment comme une somme de deux exponentielles décroissantes.

Toutefois, ici, un travail d'optimisation détaillé dans l'annexe 3 a conduit à l'utilisation de deux fonctions Gaussiennes ($c_1 = c_2 = 2$). Pour chacun des points de référence considéré sur les Figures 4-5 à 4-11, une régression des paramètres (a, b_1, b_2) de la relation (4.4) est effectuée. Le résultat de cette régression pour Toulouse en 2014 est illustré sur la Figure 4-16 (courbe en rouge) et souligne la pertinence de la formulation (4.4) pour reproduire la corrélation issue des simulations WRF-EMM. L'annexe 3 propose des représentations similaires pour les autres sites et le Tableau A3-1, consigné dans cette même annexe, détaille les valeurs des paramètres (a, b_1, b_2) pour chaque site de référence, pour le grand axe et le petit axe de l'ellipse équivalente, et selon le "signe" de la distance d'éloignement de la station de référence. Les Figures 4-17 et 4-18 représentent ces différentes fonctions de corrélation. Pour une meilleure lisibilité, ces deux figures sont scindées en deux. Les Figures 4-17(a) et 4-18(a) renvoient à la modélisation conformément à (4.4) de l'évolution de la corrélation issue de WRF-EMM selon le grand axe (4-17(a)) et le petit axe (4-18(a)) pour Toulouse, Bérat, Le Soulié et Cahors. Les Figures 4-17(b) et 4-18(b) sont similaires mais renvoient aux sites de Biscarosse, Salon et Hortonedà.

En complément de ces différentes fonctions de corrélation paramétrées à partir des sorties WRF-EMM, est également représentée la fonction de corrélation d'atténuation due à la pluie du modèle de Paraboni-Barbaliscia introduit durant le chapitre 1 (section 1.3.1 et Figure 1-12(b)). Cette fonction de corrélation n'est pas directement intégrée au modèle de Paraboni-Barbaliscia mais a pu être extraite en utilisant le processus de conversion présenté dans la section A1.2 de l'annexe 1, en se basant sur la fonction de corrélation des processus Gaussiens sous-jacents de ce modèle (relation (1.37)) et sur les CCDFs mono-sites générées à partir du modèle décrit à la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] en prenant Toulouse comme point d'étude central.

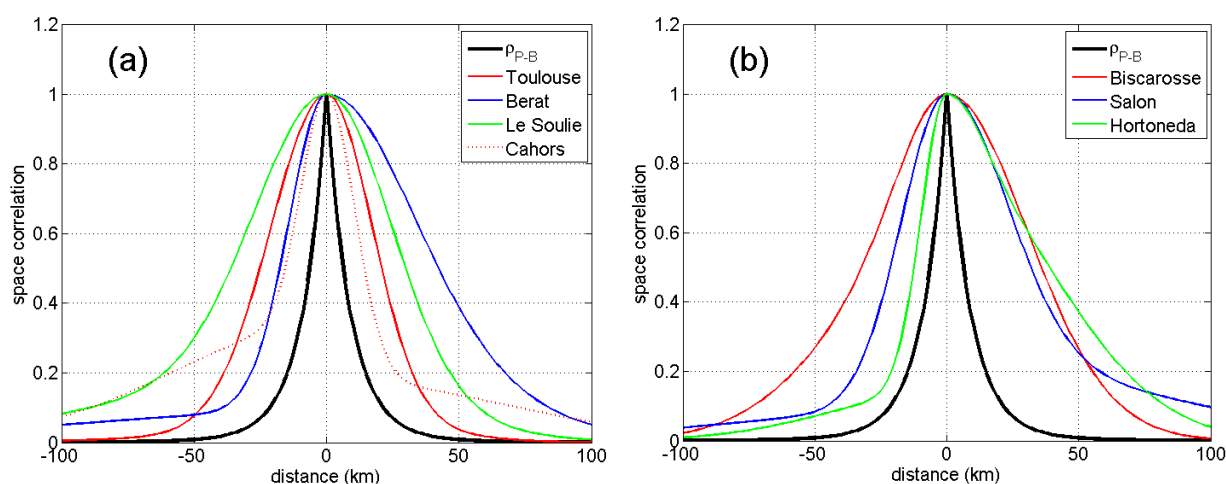


Figure 4-17 : Fonctions de corrélation spatiale extraites suivant le grand axe de l'ellipse approximée à partir de la carte de corrélation pour plusieurs sites dans le Sud de la France

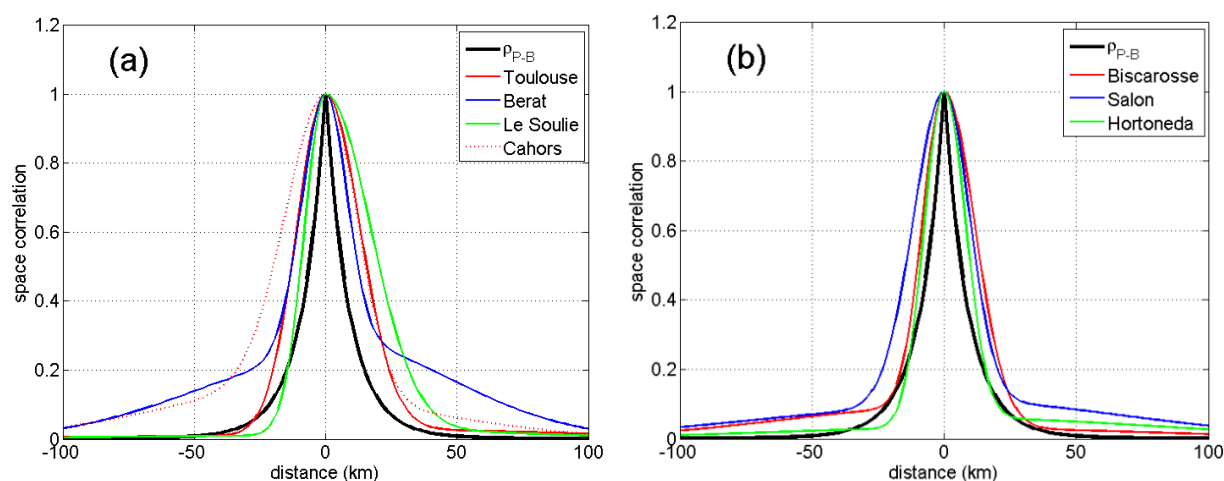


Figure 4-18 : Fonctions de corrélation spatiale extraites suivant le petit axe de l'ellipse approximée à partir de la carte de corrélation pour plusieurs sites dans le Sud de la France

La première chose qu'il est possible de remarquer sur les Figures 4-17 et 4-18 est l'importante variabilité des fonctions de corrélation spatiale dérivées des simulations WRF-EMM, non seulement en fonction des points pris comme référence, mais également en fonction de l'axe de l'ellipse approximée et du "signe" de la distance d'éloignement de la station de référence (positive si la station de redondance est placée plus au Nord ou plus à l'Est de la station de référence). Si dans le cas du grand axe de Cahors (Figure 4-17(a)) les fonctions obtenues sont plutôt symétriques, ce n'est pas du tout le cas en ce qui concerne Toulouse (4-17(a)), Salon de

Provence (4-17(b)) ou Horteneda (4-17(b)) et des observations similaires peuvent être faites en ce qui concerne le petit axe (Figures 4-18(a) et 4-18(b)).

Comparativement à la fonction de corrélation unique issue du modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002] (en noir sur les Figures 4-17 et 4-18) et dans le cas des petits axes, les fonctions de corrélation extraites des simulations WRF-EMM restent proches de la formulation Paraboni-Barbaliscia pour des distances inter-sites inférieures à 30 km. En ce qui concerne Bérat (4-18(a)) et les distances négatives pour Cahors (4-18(a)), les corrélations extraites des simulations WRF-EMM s'éloignent significativement de la fonction de corrélation dérivée du modèle de Paraboni-Barbaliscia. A contrario, les fonctions extraites des grands axes restent dans la majorité des cas éloignées de la formulation Paraboni-Barbaliscia, sauf dans le cas d'Horteneda pour des distances négatives (4-17(b)).

En conclusion, l'analyse des corrélations spatiales dérivées des simulations WRF-EMM indique qu'il semble exister autant de fonctions de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie que de point de référence. Les vents dominants ont clairement un effet sur la forme des différentes cartes de corrélation issues de WRF-EMM, même si des études complémentaires à ce sujet peuvent être envisagées (via une étude approfondie par rapport à la rose des vents à 700 hPa pour chaque site par exemple). Les études menées dans cette section soulignent l'anisotropie des corrélations spatiales produites par WRF-EMM et, incidemment, contredisent l'hypothèse d'isotropie classiquement utilisée par les modèles en diversité de site actuels, en particulier celui de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002] qui est aujourd'hui le modèle de référence de l'UIT. Dès lors, il semble judicieux de s'appuyer sur les sorties de WRF-EMM, plus à même de rendre compte des spécificités climatologiques ou orographiques locales, pour nourrir les modèles en diversité de site existants.

Cependant, comme pour les modèles de prédiction des CCDFs d'atténuation due à la pluie mono-sites, les modèles en diversité en site doivent refléter des comportements long-termes afin de proposer un dimensionnement efficace des systèmes qui doivent être dimensionnés pour au moins 15 ans (sans compter la phase de conception). Comme précisé au chapitre 1, les modèles en diversité de site couramment utilisés doivent être nourris à la fois par des CCDFs d'atténuation due à la pluie mono-site long-termes, généralement issues de modèles, mais également par des coefficients de corrélation pour finalement donner les JCCDFs (cf. chapitre 1), lesquelles doivent aussi refléter des caractéristiques long-termes. Si la notion de variabilité statistique des CCDFs mono-sites a été démontrée et quantifiée au chapitre 2, il reste à déterminer si ces variabilités ont également une influence sur les coefficients de corrélation spatiale, ainsi que sur les JCCDFs, qu'ils soient expérimentaux ou issus de simulations WRF-EMM.

4.3 Variations interannuelles des corrélations spatiales et des distributions jointes d'atténuation due à la pluie

Peu de campagnes de mesures en diversité de site étant disponibles à l'heure actuelle, il s'avère difficile d'évaluer si les distributions jointes d'atténuation due à la pluie sont soumises à d'importantes variabilités interannuelles, comme leurs homologues mono-sites. Les distributions jointes d'atténuation due à la pluie dérivant des distributions mono-sites et des corrélations spatiales inter-sites de l'atténuation due à la pluie, il semble logique de penser que ces distributions jointes et ces coefficients de corrélation sont aussi sujets à des variabilités interannuelles. Cela étant, l'amplitude de ces variabilités reste à déterminer.

Dans la suite de cette section sont étudiées tout d'abord les variabilités interannuelles des coefficients de corrélation spatiale, en prenant appui sur les données expérimentales recueillies entre Toulouse et Le Fauga entre 2014 et 2016. La même démarche est ensuite conduite à partir des données synthétiques concurrentes issues de simulations WRF-EMM. Dans un second temps, ce sont les variabilités interannuelles des distributions jointes d'atténuation qui seront évaluées, à partir des données expérimentales du schéma de micro-diversité Toulouse / Le Fauga entre 2014 et 2016 puis à partir des données synthétiques WRF-EMM.

4.3.1 Variabilités interannuelles des coefficients de corrélation spatiale

Au niveau expérimental, les campagnes de propagation à Toulouse et au Fauga ayant été prolongées en 2015 et 2016, il a été possible d'extraire les coefficients de corrélation spatiale entre les événements d'atténuation due à la pluie pour les années 2014, 2015 et 2016 entre ces deux sites, avec une disponibilité concurrente de 90.58% pour ces trois années de mesures. En 2014, le coefficient de corrélation spatiale expérimental entre Toulouse et le Fauga vaut 0.2307. En 2015, il vaut 0.2271 et en 2016 0.2166. Enfin, si l'on considère l'ensemble des trois années de mesure, la valeur du coefficient de corrélation expérimental pluriannuel entre les séries temporelles expérimentales d'atténuation due à la pluie vaut 0.2248.

En conséquence, les coefficients de corrélation spatiale expérimentaux ne semblent subir que peu de variation interannuelle. Il est maintenant nécessaire de vérifier si ces coefficients sont également peu variables d'une année à l'autre au niveau des simulations WRF-EMM. Cette nouvelle comparaison permettra par ailleurs d'analyser les performances du simulateur WRF-

EMM dans un contexte de diversité de site pour deux nouvelles années de mesures supplémentaires.

Les Figures 4-19 et 4-20 présentent les cartes de corrélation spatiale obtenues en prenant le site de Toulouse comme référence, à partir des données simulées par WRF-EMM en 2015 et 2016 (respectivement), de manière identique à ce qui est présenté sur la Figure 4-5 pour l'année 2014. Ces cartes sont générées à partir de la superposition des domaines BER (au Sud-Ouest), LAU (au Sud-Est), BAR (au Nord-Est) et TRA (au Nord-Ouest) et en arrière-plan est affichée l'orographie de la région ainsi représentée, d'une surface de 204 x 204 km². Les vents dominants à 700 hPa sont toujours matérialisés par des flèches dont la longueur est proportionnelle à l'intensité.

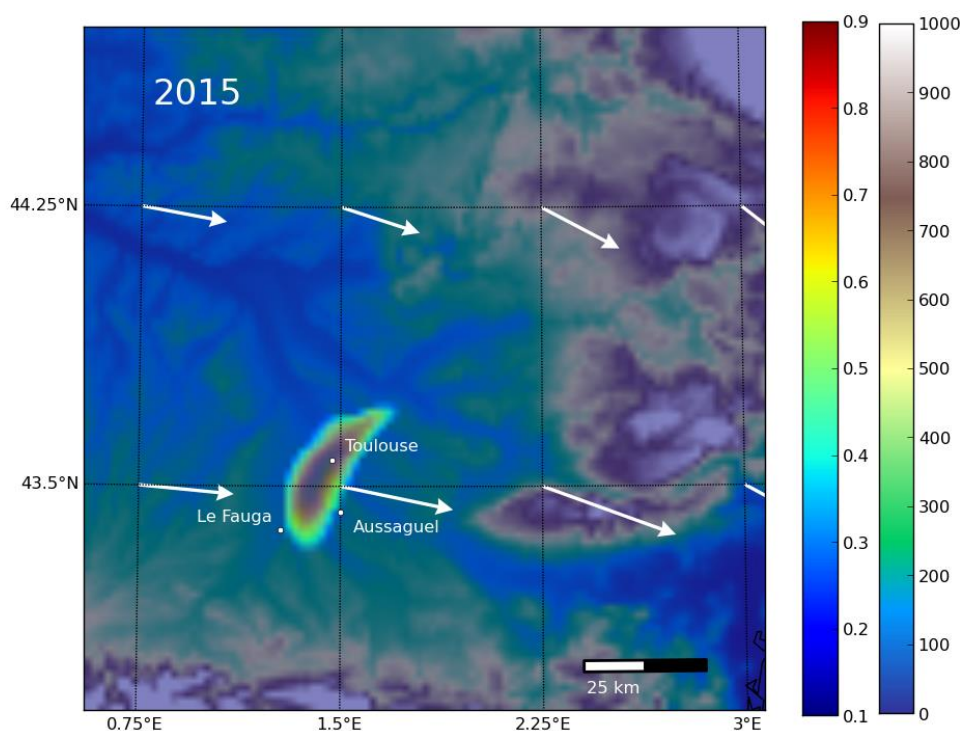


Figure 4-19 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2015 en prenant Toulouse comme référence

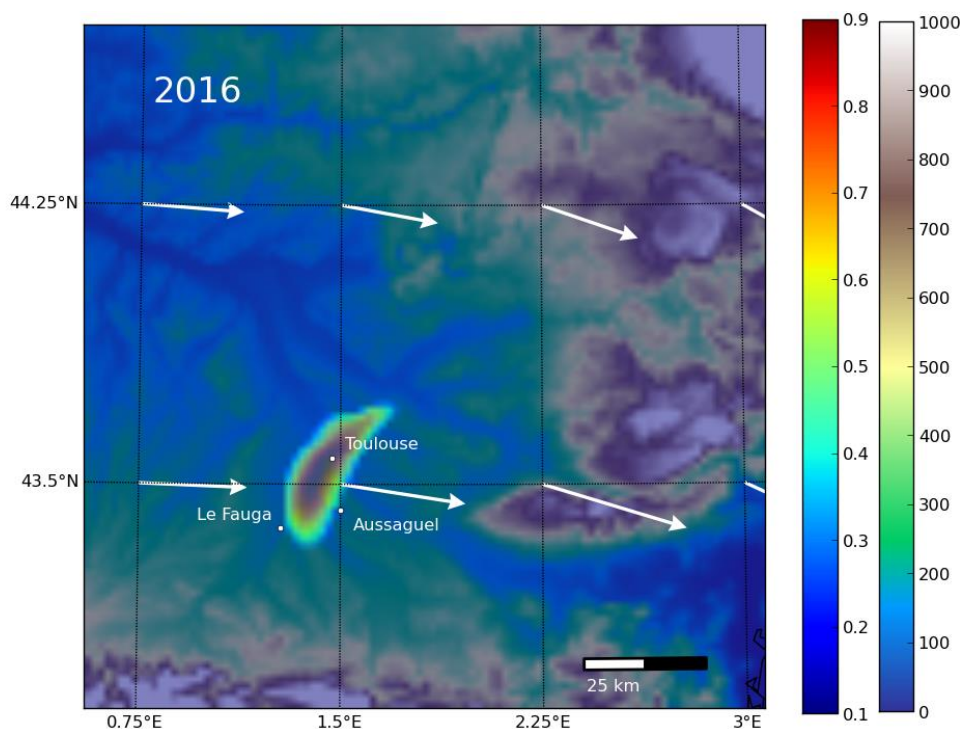
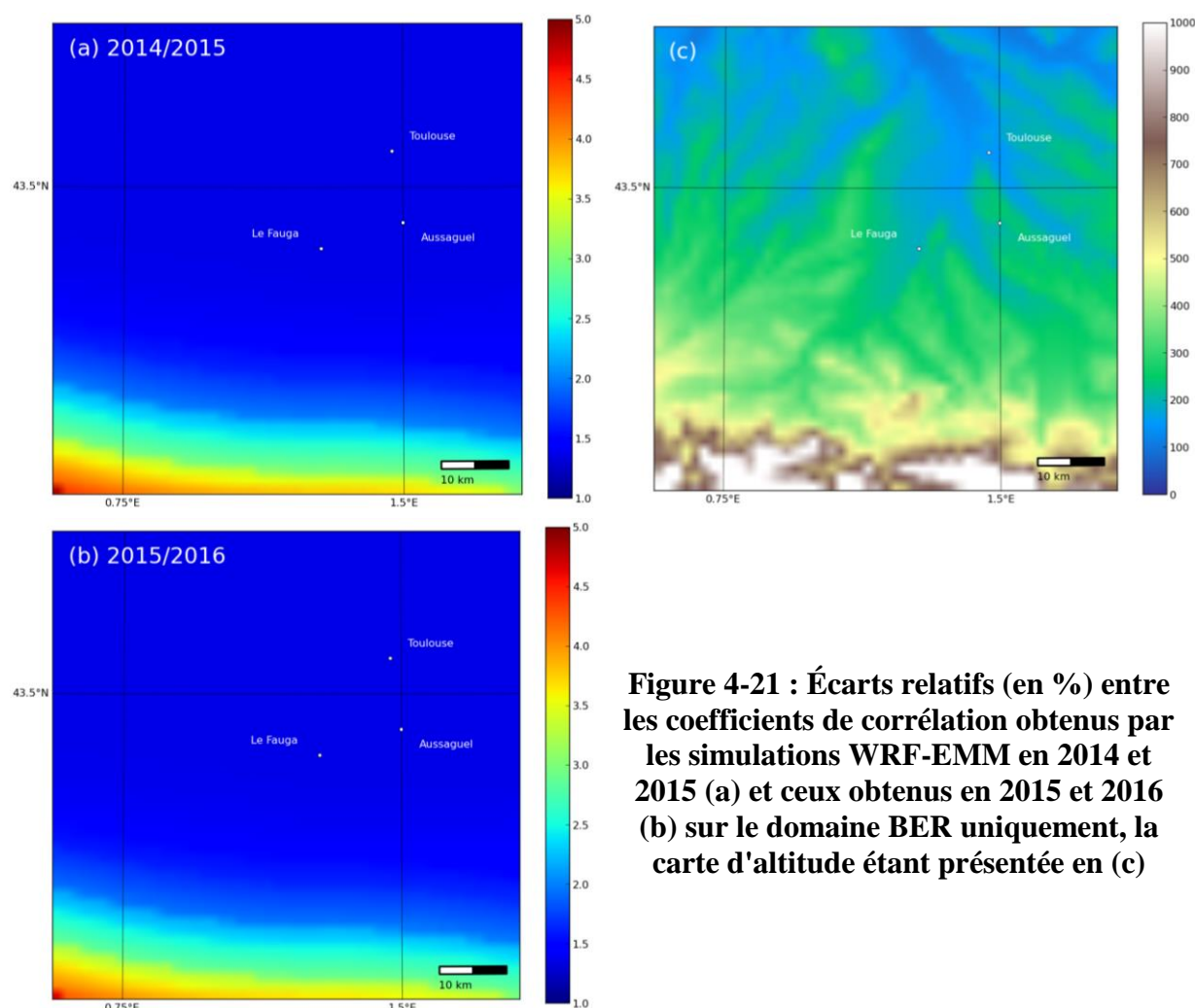


Figure 4-20 : Corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2016 en prenant Toulouse comme référence

Si quelques différences peuvent être observées entre les différentes cartes, elles ne sont que très légères d'une année à l'autre. Toutefois, l'année 2016 semble présenter les corrélations spatiales les plus faibles et 2014 les plus fortes. Comparativement aux corrélations expérimentales entre Toulouse et Le Fauga, les simulations WRF-EMM renvoient respectivement pour les années 2014, 2015 et 2016 une valeur de corrélation de 0.2141 (contre 0.2307 expérimentalement), de 0.2099 (contre 0.2271 expérimentalement) et de 0.2007 (contre 0.2166 expérimentalement). Pour les 3 années de mesure, la corrélation obtenue grâce aux simulations WRF-EMM atteint 0.2082, contre 0.2248 expérimentalement. Par ailleurs, on remarque sur les Figures 4-5, 4-19 et 4-20 que, d'une année à l'autre, l'orientation et l'amplitude des vents dominants est très similaire.



La Figure 4-21 propose une représentation des écarts relatifs entre les coefficients de corrélation issus des simulations WRF-EMM en 2014 et 2015 d'une part (Figure 4-21(a)) et en 2015 et 2016 d'autre part (Figure 4-21(b)). La carte topographique est également représentée à part (Figure 4-21(c)). De manière générale, les coefficients de corrélation spatiale obtenus en 2015 sont 1.52% inférieurs à ceux obtenus en 2014. Pour l'année 2016, les coefficients obtenus sont 0.89% fois inférieurs à ceux de 2015. L'écart maximum ne dépasse pas 5% dans chacun des cas. Sur ces Figures 4-21(a) et 4-21(b), les écarts relatifs entre les coefficients de corrélation semblent être plus importants au niveau des régions à l'orographie marquée (ici les Pyrénées).

Les coefficients de corrélation spatiale semblent donc peu sujets aux variabilités interannuelles, qu'ils soient expérimentaux ou issus des simulations WRF-EMM. Leurs valeurs sont comparables, soulignant la capacité de WRF-EMM à reproduire les corrélations

spatiales expérimentales pour chacune des 3 années ici considérées. Cependant, la faible variabilité des corrélations spatiales ici observée n'est finalement pas illogique. En effet, une année exceptionnellement sèche qui suit une année moyenne n'aura que peu d'influence sur la valeur des corrélations spatiales si cette sécheresse a été observée sur l'ensemble de la zone, alors que la distribution d'atténuation due à la pluie correspondante possèdera un comportement sensiblement différent de la distribution moyenne (i.e. la distribution long-terme). A contrario, ce genre d'effet est attendu sur les JCCDFs d'atténuation due à la pluie.

4.3.2 Variabilités interannuelles des JCCDFs d'atténuation due à la pluie

Avant d'étudier les variabilités interannuelles des JCCDFs d'atténuation due à la pluie, une nouvelle analyse sur les capacités du modèle WRF-EMM à reproduire les statistiques expérimentales des données recueillies entre 2014 et 2016 pour le schéma de micro-diversité Toulouse / Le Fauga est présentée en complément de celles conduites au chapitre 3 sur la seule année 2014.

La Figure 4-22 présente les CCDFs de Toulouse et du Fauga pour 2014 (Figure 4-22(a)), 2015 (Figure 4-22(b)) et 2016 (Figure 4-22(c)) et les 3 années (Figure 4-22(d)), ainsi que les distributions jointes associées, à la fois expérimentales et issues des simulations WRF-EMM. Une nouvelle fois, les distributions issues des simulations WRF-EMM – qu'ils s'agissent des distributions mono-sites ou des distributions jointes – sont très proches de leurs homologues expérimentales. En ce qui concerne Le Fauga en 2015, pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.02%, la CCDF issue des simulations WRF-EMM sous-estime légèrement la CCDF expérimentale, un peu de la même façon que ce qui avait pu être observé pour Salon de Provence en 2014 (cf. chapitre 3, Figure 3-22 et Tableau 3-15), sans doute due à la présence sur la liaison pendant l'année 2015 d'épisodes intenses mais courts et très localisés, que WRF-EMM a plus de mal à reproduire (l'année 2015 pour Le Fauga étant la pire année des 3 années étudiées ici en terme d'atténuation due à la pluie).

Par ailleurs, dans le cas de Toulouse, les deux ECCDFs annuelles de 2014 et 2015 ont un comportement similaire tandis que l'ECCDF de 2016 affiche des affaiblissements moins importants pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.1%. Dans le cas du Fauga, les trois ECCDFs possèdent des comportements sensiblement différents dès lors que le pourcentage de temps est inférieur à 0.1%. L'année 2015 est celle qui présente le plus d'atténuation tandis que l'année 2016, comme pour Toulouse, présente les atténuations les moins importantes.

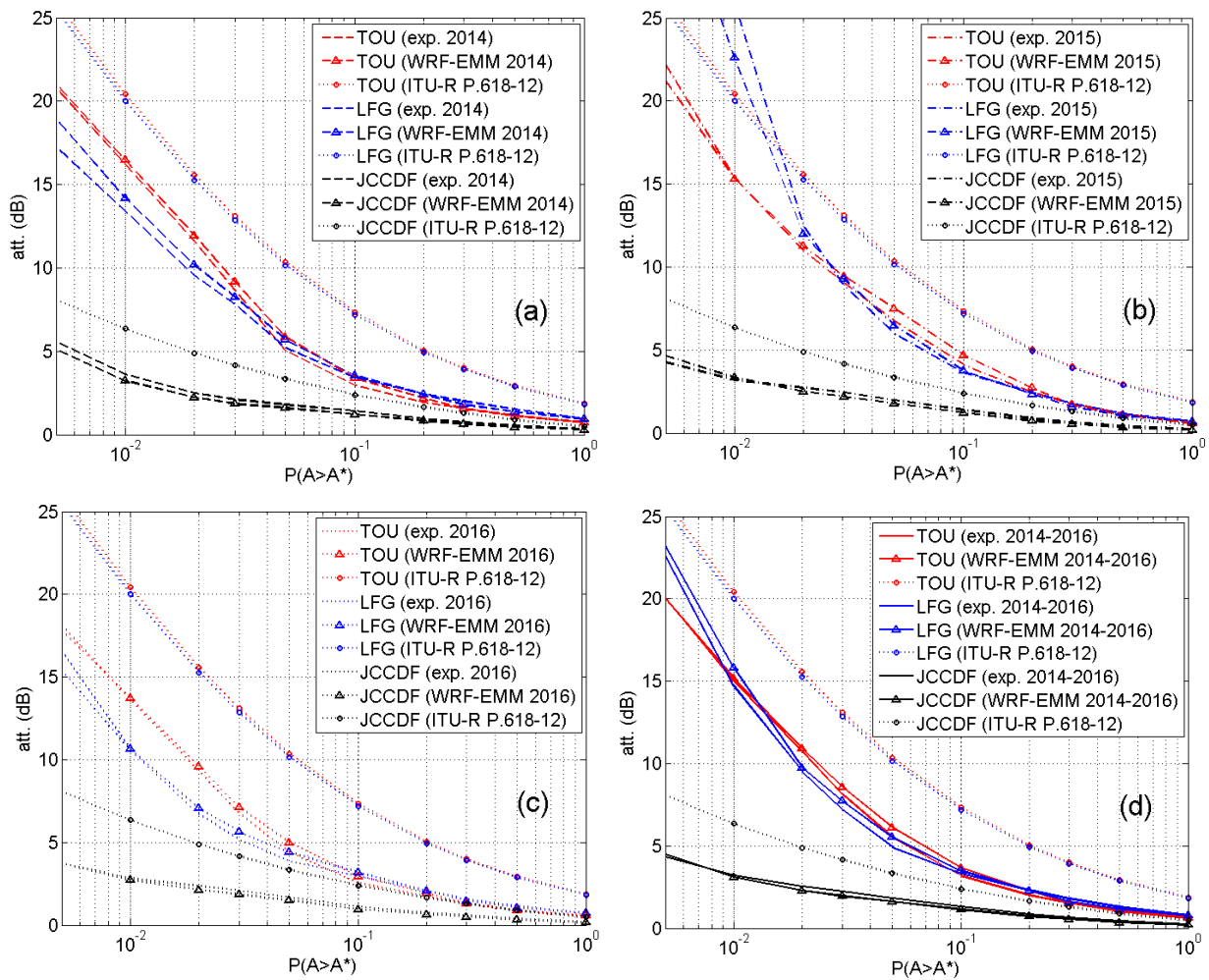


Figure 4-22 : Comparaison des CCDFs (expérimentales, issues de WRF-EMM ou du modèle de référence ITU-R P.618-12) d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse / Le Fauga à 20.2 GHz en liaison avec le satellite ASTRA-3B en 2014 (a), 2015 (b) et 2016 (c) et pour les 3 années (d)

Les CCDFs issues de WRF-EMM présentant une fois de plus un comportement similaire par rapports aux distributions expérimentales, aussi bien dans un contexte mono-site que dans un contexte de diversité de site, les variabilités statistiques impactant les CCDFs et JCCDFs expérimentales pourront donc également être observées sur les distributions issues des simulations WRF-EMM.

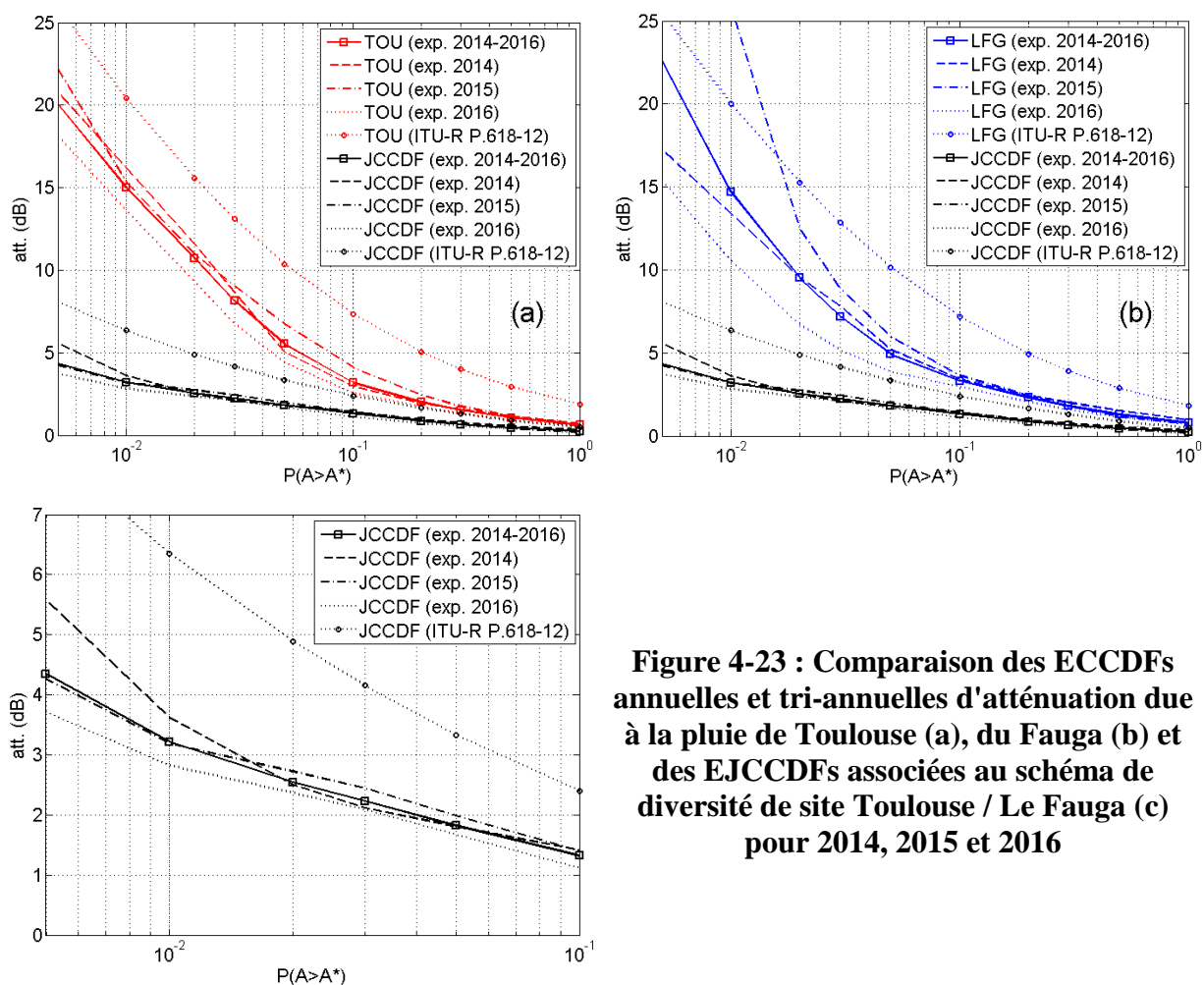


Figure 4-23 : Comparaison des ECCDFs annuelles et tri-annuelles d'atténuation due à la pluie de Toulouse (a), du Fauga (b) et des EJCCDFs associées au schéma de diversité de site Toulouse / Le Fauga (c) pour 2014, 2015 et 2016

Les Figure 4-23(a) et 4-23(b) représentent les mêmes statistiques expérimentales annuelles et tri-annuelles pour Toulouse (Figure 4-23(a)) et Le Fauga (Figure 4-23(b)), calculées à partir des données de propagation recueillies entre 2014 et 2016. Sur ces figures sont également représentées les EJCCDFs associées au schéma de diversité de site Toulouse / Le Fauga. Pour des raisons de lisibilité, ces distributions jointes sont également représentées à part sur la Figure 4-23(c), pour des pourcentages de temps compris entre 0.005% et 0.1%.

Les variabilités des distributions expérimentales mono-sites pour Toulouse (Figure 4-23(a)) et Le Fauga (Figure 4-23(b)) sont clairement visibles. En particulier, en ce qui concerne Le Fauga, le caractère exceptionnel de l'année 2015 apparaît clairement. En ce qui concerne les distributions jointes, si leurs variabilités semblent faibles sur les Figures 4-23(a) et 4-23(b), la Figure 4-23(c) permet de prendre conscience que de la même manière que les distributions mono-sites, elles sont sujettes à une variabilité statistique non négligeable.

En effet, en se fixant au pourcentage de temps 0.01% (soit la disponibilité requise par les systèmes de communications par satellite utilisant les bandes Ka et/ou Q/V), nous observons dans le cas des EJCCDFs un écart de près de 1 dB entre la valeur d'atténuation due à la pluie la plus faible (pour 2016) et celle la plus importante (en 2014), avec une valeur moyenne de près de 3.2 dB lorsque les 3 années de mesure sont prises en compte (cf. Figure 4-23(c)). La variabilité interannuelle dans ce contexte représente alors 30% d'écart, valeur proche de celle rencontrée dans le cas des ECCDFs mono-sites de Toulouse, où un écart de 4 dB peut être observé au pourcentage de temps 0.01% entre l'ECCDF représentant l'année 2016 et celle représentant l'année 2014, là où l'ECCDF moyenne renvoie une valeur d'atténuation de 15 dB (cf. Figure 4-23(a)).

En raisonnant en termes de disponibilités, le seuil de 3.2 dB est dépassé pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.01% pour la distribution jointe moyenne (Figure 4-23(c)). Ce même seuil est dépassé pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.007% pour l'année 2016, et pour des pourcentages de temps inférieurs à environ 0.012% pour l'année 2014, soit une dynamique de pourcentage similaire à ce qui peut être observé dans le cas de Toulouse (Figure 4-23(a)) pour le seuil de 15 dB (où $P(A > 15)$ vaut 0.01% pour l'ECCDF moyenne, environ 0.008% pour 2016 et 0.013% pour 2014).

En d'autres termes, les variabilités statistiques ont également un impact sur les distributions cumulatives jointes d'atténuation due à la pluie et doivent – de la même manière que pour les distributions mono-sites – être caractérisées afin d'estimer le risque associé au dimensionnement d'un schéma de diversité de site à partir de distributions jointes qui ne représentent pas nécessairement un comportement long-terme. De plus, la caractérisation de ces variabilités permettra de proposer une adaptation de la métrique de test introduite au chapitre 2 dans un contexte de diversité de site.

Dans cette optique, il devient nécessaire de mener une étude plus approfondie à ce sujet afin dans un premier temps de proposer une caractérisation de ces variabilités interannuelles, via une méthodologie similaire à celle présentée au cours du chapitre 2 et issue des travaux détaillés dans [Jeannin et al., 2013] et [Boulanger et al., 2013 (2)]. Cela étant, cette caractérisation devra une fois encore s'appuyer sur des données expérimentales, lesquelles sont rares en diversité de site. Dès lors, l'utilisation de données WRF-EMM, reproduisant ces variabilités statistiques, est une alternative de choix.

4.4 Utilisation des sorties du modèle WRF-EMM pour nourrir les modèles en diversité de site

Comme abordé dans le chapitre 1, la totalité des modèles en diversité de site (hors modèles empiriques du type de ceux de Hodge [Hodge, 1982] et de Boithias [Boithias, 1987]) utilisent en entrée :

- les distributions d'atténuation due à la pluie sur chacun des sites considérés, desquelles peuvent être extraits notamment les probabilités d'atténuation due à la pluie P_{0,A_k} , les moyennes $m_{\ln(A_k)}$ (respectivement $m_{\ln(A_k),c}$) et les écarts-types $\sigma_{\ln(A_k)}$ (respectivement $\sigma_{\ln(A_k),c}$) des processus lognormaux d'atténuation due à la pluie (respectivement d'atténuation conditionnée à la présence de pluie sur la liaison) ;
- les coefficients de corrélation spatiale R_A des événements d'atténuation due à la pluie.

Conformément au chapitre 3, le modèle WRF-EMM – du moins pour les climats tempérés du Sud de l'Europe – possède une capacité certaine à reproduire les CCDFs d'atténuation due à la pluie expérimentales. De même, les coefficients de corrélation extraits des simulations WRF-EMM concordent avec les valeurs obtenues expérimentalement. Par ailleurs, comme vu dans la section 4.2 de ce chapitre, WRF-EMM est capable de prendre en compte les spécificités climatiques et orographiques des zones étudiées, pour finalement produire des cartes de corrélation spécifiques au lieu d'implantation de la station sol. En d'autres termes, les simulations WRF-EMM peuvent se substituer avantageusement aux données expérimentales de propagation pour alimenter les modèles en diversité de site, non seulement au niveau des CCDFs mono-sites et mais aussi au niveau des coefficients de corrélation spatiale de l'atténuation due aux précipitations.

4.4.1 Méthodologie

Dans cette section, ce sont une nouvelle fois les données issues de la campagne de mesure ONERA-CNES en diversité de site dans le Sud de la France entre 2013 et 2014 [Boulanger et al., 2016] qui seront utilisées. Les différentes caractéristiques de cette campagne sont détaillées dans le chapitre 3 (section 3.3). Par ailleurs, pour le schéma de micro-diversité Toulouse / Le Fauga, les campagnes de mesures ayant été prolongées en 2015 et 2016, le travail de comparaison s'appuiera sur la totalité des trois années de mesures disponibles (2014, 2015 et 2016). Le Tableau 4-2 compile les différentes périodes d'acquisition concurrentes et les disponibilités expérimentales pour chacun des couples testés lors de cette campagne de mesure (Toulouse / Le Fauga, Toulouse / Aussaguel, Aussaguel / Le Fauga et Toulouse / Salon de Provence).

Il s'agit maintenant d'évaluer les potentialités d'utilisation des sorties WRF-EMM pour alimenter les modèles en diversité de site sur deux niveaux :

- d'une part à partir des coefficients de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie issus des simulations WRF-EMM ;
- d'autre part à partir des CCDFs mono-sites dérivées des séries temporelles d'atténuation due à la pluie issues de ces mêmes simulations WRF-EMM.

L'approche consiste alors dans un premier temps à évaluer l'influence du choix de la fonction de corrélation spatiale utilisée pour alimenter les modèles en diversité de site. Pour ce faire, le modèle ML-SD (loi mixte en diversité de site, généralisation du modèle décrit dans [Boulanger et al., 2013 (1)]), introduit au chapitre 1, est utilisé en le nourrissant en entrée avec les CCDFs mono-sites obtenues expérimentalement lors de la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016] et avec les coefficients de corrélation issus soit de WRF-EMM soit des fonctions intégrées dans les modèles en diversité de site actuels. Pour chacun des couples de sites de la campagne de mesure ONERA-CNES (Toulouse / Le Fauga, Toulouse / Aussaguel, Aussaguel / Le Fauga et Toulouse / Salon de Provence), il s'agira alors de comparer l'ensemble des JCCDFs issues du modèle ML-SD avec les JCCDFs expérimentales, afin d'évaluer si l'utilisation des coefficients de corrélation extraits des données WRF-EMM permet d'approcher les JCCDFs expérimentales avec des résultats plus satisfaisants qu'en utilisant les fonctions de corrélation actuellement proposées dans la littérature.

À la suite de ce premier travail de comparaison est alors menée une étude permettant d'évaluer l'influence des CCDFs mono-sites choisies pour alimenter le modèle ML-SD en verrouillant cette fois la corrélation utilisée en entrée de ce modèle.

Couple	Période concurrente	Durée (mois)	Disponibilité
Toulouse / Le Fauga	01/01/2014 – 31/12/2016	36	90.58%
Toulouse / Aussaguel	01/07/2013 – 30/11/2014	17	92.96%
Aussaguel / Le Fauga	01/03/2014 – 30/11/2014	11	90.05%
Toulouse / Salon de Provence	01/07/2013 – 31/12/2014	18	92.24%

Tableau 4-2 : Période concurrente et disponibilité pour chacun des couples de sites de la campagne de mesure ONERA-CNES

4.4.2 Paramétrages du modèle loi mixte en diversité de site (ML-SD)

Le modèle ML-SD, qu'il soit utilisé dans sa version modèle de canal (cf. chapitre 1, section 1.3.2.4) ou dans sa version modèle statistique (cf. chapitre 1, section 1.3.3.2), utilise en entrée les probabilités d'atténuation due à la pluie P_{0,A_k} , les moyennes $m_{\ln(A_k),c}$ et les écarts-types $\sigma_{\ln(A_k),c}$ des processus lognormaux d'atténuation due à la pluie conditionnée pour les différents sites impliqués dans le schéma de diversité ainsi que les coefficients de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie R_A . Ces coefficients sont ensuite convertis en coefficients de corrélation R_G des processus Gaussiens sous-jacents (via la procédure décrite dans la section A1.2 de l'annexe 1). Pour rappel, à l'issue de la campagne de mesure ONERA-CNES en diversité de site, une fonction de corrélation spatiale $\rho_{G,ONERA-CNES}(d)$ pour calculer les coefficients R_G a été proposée à partir des données expérimentales [Boulanger et al., 2016] :

$$\rho_{G,ONERA-CNES}(d) = 0.68 \exp\left(-\frac{d}{34}\right) + 0.32 \exp\left(-\frac{d}{1690}\right) \quad (4.5)$$

où d représente la distance entre les sites.

Le Tableau 4-3 présente les paramètres statistiques permettant d'alimenter le modèle ML-SD pour chaque site (probabilité d'atténuation due à la pluie sur la liaison P_{0,A_k} pour chaque site, moyenne $m_{\ln(A_k),c}$ et écart-type $\sigma_{\ln(A_k),c}$) dérivés des données expérimentales. Le Tableau 4-4 présente ces mêmes paramètres, mais cette fois dérivés des simulations WRF-EMM, via l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.1057-4 [ITU-R P.1057-4] pour conduire la régression log-normale.

Le Tableau 4-5 présente les coefficients de corrélation R_G des processus Gaussiens sous-jacents, d'une part ceux calculés à partir de la relation (4.5) et d'autre part en utilisant les simulations WRF-EMM, en convertissant les coefficients de corrélation spatiale R_A des événements d'atténuation due à la pluie en coefficients de corrélation R_G des processus Gaussiens sous-jacents via la méthode décrite notamment dans [Boulanger et al., 2013 (1)] (rappelée dans l'annexe 1, section A1.2) et en s'appuyant sur les paramètres statistiques P_{0,A_k} , $m_{\ln(A_k),c}$, $\sigma_{\ln(A_k),c}$ compilés dans le Tableau 4-4.

Station	$P_{0,A_k,exp} (\%)$	$m_{1n(A_k),c,exp}$	$\sigma_{1n(A_k),c,exp}$
Toulouse	5.18	-2.1912	1.6997
Le Fauga	5.81	-1.8137	1.9809
Aussaguel	5.09	-2.1073	1.8054
Salon de Provence	3.43	-1.9959	2.1955

Tableau 4-3 : Paramètres statistiques de chaque site dérivés des données de la campagne de mesure en diversité de site ONERA-CNES

Station	$P_{0,A_k,WRF-EMM} (\%)$	$m_{1n(A_k),c,WRF-EMM}$	$\sigma_{1n(A_k),c,WRF-EMM}$
Toulouse	5.03	-1.9741	1.6510
Le Fauga	5.29	-1.6263	1.3793
Aussaguel	4.99	-1.9150	1.7021
Salon de Provence	4.90	-1.7870	2.0779

Tableau 4-4 : Paramètres statistiques de chaque site dérivés des simulations WRF-EMM

Couple	Coefficient de corrélation spatiale des processus gaussiens sous-jacents	
	$R_{G,ONERA/CNES}$ (relation (4.5))	$R_{G,WRF-EMM}$
Toulouse / Le Fauga	0.6348	0.6201
Toulouse / Aussaguel	0.7417	0.7842
Aussaguel / Le Fauga	0.7178	0.6744
Toulouse / Salon de Provence	0.2691	0.1594

Tableau 4-5 : Coefficients de corrélation des processus Gaussiens sous-jacents en utilisant la relation (4.5) ou extraits des simulations WRF-EMM

L'extraction des différents paramètres statistiques présentés aux Tableaux 4-3 et 4-4 est conduite pour chaque site sur la CCDF représentant la plus grande durée de mesure (par exemple de 2014 à 2016 pour la Fauga). Pour le calcul des coefficients $R_{G,WRF-EMM}$, c'est à partir des données concurrentes entre les sites impliqués dans chaque schéma que l'extraction est réalisée (cf. Tableau 4-2).

Nous observons, une nouvelle fois, un bon accord entre les caractéristiques statistiques expérimentales et celles issues des simulations WRF-EMM (Tableaux 4-3 et 4-4), ainsi qu'au niveau des coefficients de corrélation des processus Gaussiens de support (Tableau 4-5), ce qui conforte les résultats des chapitres 3 et 4. Néanmoins, conformément au Tableau 4-5, il convient de signaler une différence significative entre les valeurs $R_{G,ONERA/CNES}$ et $R_{G,WRF-EMM}$ pour le schéma de macro-diversité Toulouse/Salon de Provence. Ce résultat était à attendre : il est conforme aux observations et à la discussion conduite dans la section 3.3.3 du chapitre 3.

4.4.3 Influence des coefficients de corrélation spatiale sur les sorties du modèle ML-SD

Nous proposons tout d'abord d'étudier l'influence des coefficients de corrélation utilisés pour nourrir les modèles en diversité de site actuels sur le calcul des JCCDFs. C'est le modèle ML-SD, introduit au chapitre 1 (section 1.3.2.4 en tant que modèle de canal et section 1.3.3.2 en tant que modèle statistique), qui est utilisé dans cette section du fait de sa capacité à être nourri par n'importe quelle fonction de corrélation spatiale des événements d'atténuation due à la pluie.

Le modèle ML-SD est ici nourri en entrée par les ECCDFs mono-sites issues de la campagne de mesure ONERA-CNES, dans le but de ne pas ajouter une incertitude concernant le choix de tel ou tel modèle de prédiction de CCDFs d'atténuation due à la pluie mono-sites. En revanche, au niveau des coefficients de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie, six cas de figures sont testés pour chaque couple de site (Toulouse / Le Fauga, Toulouse / Aussaguel, Aussaguel / Le Fauga et Toulouse / Salon de Provence) :

- cas de figure où les coefficients sont issus de la fonction de corrélation des processus Gaussiens sous-jacents aux événements d'atténuation due à la pluie (relation (1.37)) intégrée au modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002][ITU-R P.618-12] (cf. chapitre 1), configuration nommée ci-après ML-SD(exp., $R_{A,P-B}$) ;
- cas de figure où les coefficients de corrélation sont issus de la fonction intégrée au modèle de Grémont-Filip [Grémont et Filip, 2004] (cf. chapitre 1, relation (1.41)), configuration nommée ci-après ML-SD(exp., $R_{A,G-F}$) ;

- cas de figure où les coefficients de corrélation sont issus de la fonction intégrée au modèle de Cheffena [**Cheffena et al., 2009**] (cf. chapitre 1, relation (1.44)), configuration nommée ci-après ML-SD(exp., $R_{A,Cheffena}$) ;
- cas de figure où les coefficients de corrélation sont issus de la fonction intégrée au modèle SISTAR [**Jeannin et al., 2012**] (cf. chapitre 1, relation (1.57)), configuration nommée ci-après ML-SD(exp., $R_{A,SISTAR}$) ;
- cas de figure où les coefficients de corrélation sont issus de la fonction directement paramétrée à partir des résultats de la campagne de mesure ONERA-CNES [**Boulanger et al., 2013 (1)**] dont la formulation est rappelé ci-dessus (cf. relation (4.5)), configuration nommée ci-après ML-SD(exp., $R_{A,ONERA-CNES}$) ;
- enfin, cas de figure où les coefficients de corrélation sont directement calculés à partir des sorties WRF-EMM, conformément à la relation (4.1), configuration nommée ci-après ML-SD(exp., $R_{A,WRF-EMM}$).

La Figure 4-24 présente les JCCDFs obtenues suivant l'utilisation des différentes configurations décrites ci-dessus, pour chacun des schémas de diversité de site testés lors de la campagne de mesure ONERA-CNES.

Conformément aux Figures 4-24(a), 4-24(b) et 4-24(c) relatives aux schémas de micro-diversité, les résultats fournis par la configuration utilisant la fonction de corrélation intégrée au modèle SISTAR, celle utilisant la fonction directement extraite des données de la campagne de mesure ONERA-CNES et celle issue des données WRF-EMM fournissent d'excellents résultats. Ces résultats ne sont toutefois pas surprenants si l'on rappelle que :

- dans le cadre de SISTAR, ce sont les données issues du radar Météo France de Bordeaux-Mérignac qui ont été utilisées pour paramétrer la fonction de corrélation, reflétant des spécificités proches de celles rencontrées au niveau de la région toulousaine ;
- la fonction de corrélation ONERA-CNES (relation (4.5)) dérive des mesures expérimentales, et est donc spécifique aux sites considérés ;
- il a déjà été vu au cours du chapitre 3 et dans la section 4.3.1 que WRF-EMM permet de reproduire les coefficients de corrélation spatiale expérimentaux issus de la campagne de mesure ONERA-CNES.

Dès lors, du fait que ce sont les CCDFs expérimentales qui alimentent le modèle ML-SD, il est logique de constater que les configurations ML-SD(exp., $R_{A,SISTAR}$), ML-SD(exp., $R_{A,ONERA-CNES}$) et ML-SD(exp., $R_{A,WRF-EMM}$) fournissent d'excellent résultats.

En parallèle, la configuration ML-SD(exp., $R_{A,ITU}$) sous-estime de manière plus ou moins importante la JCCDF expérimentale pour ces mêmes schémas de micro-diversité de site. Par ailleurs, la configuration ML-SD(exp., $R_{A,G-F}$) (respectivement ML-SD(exp., $R_{A,Cheffena}$)) surestime (respectivement sous-estime) les différentes JCCDFs expérimentales, ce qui est conforme à la Figure 1-12(b) présentée au chapitre 1, les corrélations spatiales issues de ces modèles surestimant ou sous-estimant de manière importante celles, par exemple, du modèle SISTAR.

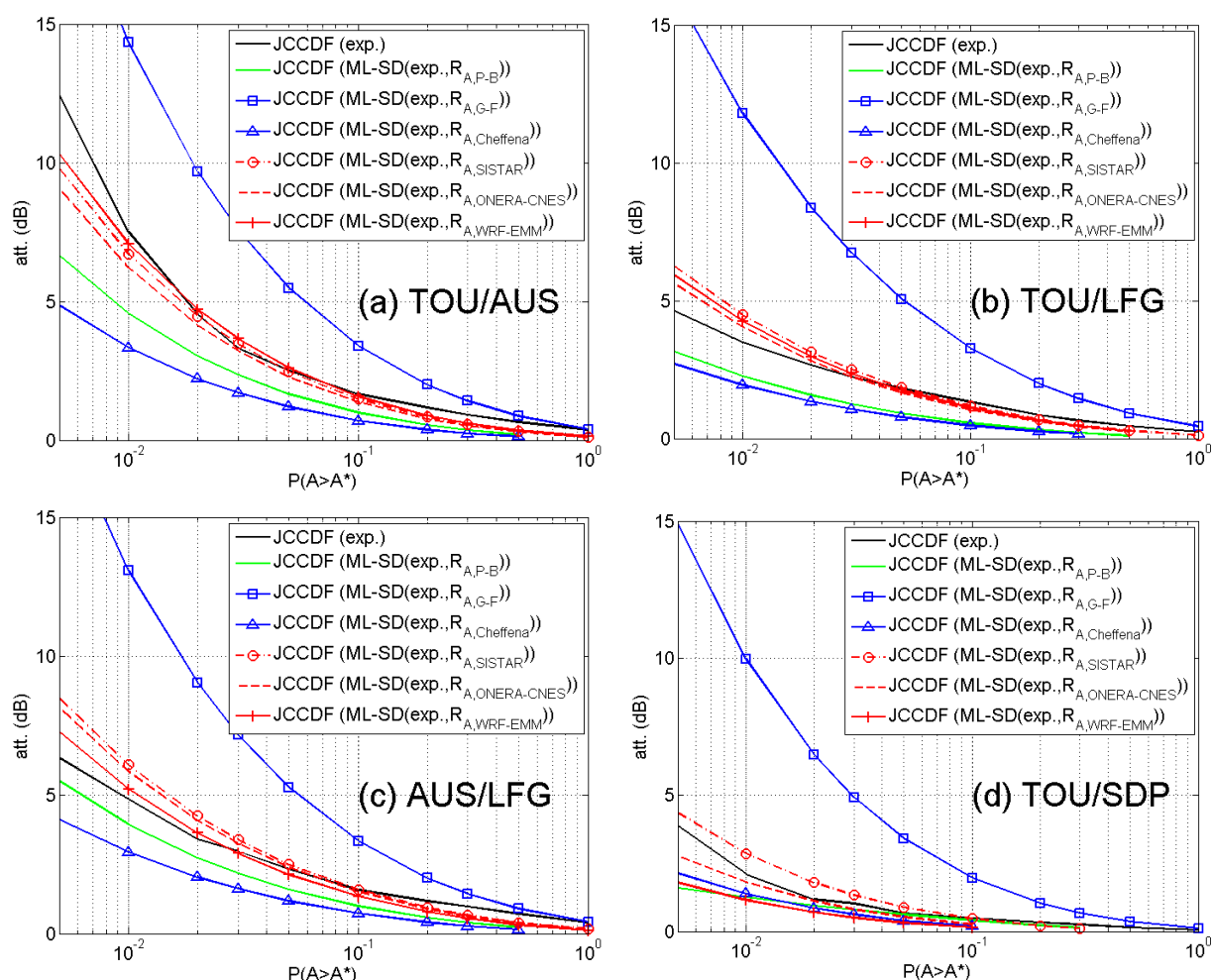


Figure 4-24 : Comparaison des modèles de prédiction des JCCDFs d'atténuation due à la pluie en fonction des configurations retenues pour renseigner leurs corrélations spatiales (a) pour le schéma Toulouse / Aussaguel, (b) Toulouse / Le Fauga, (c) Aussaguel / Le Fauga et (d) Toulouse / Salon de Provence

Pour le schéma de macro-diversité Toulouse / Salon de Provence, les observations faites sur les schémas de micro-diversité restent valables, sauf en ce qui concerne la configuration ML-SD(exp., $R_{A,WRF-EMM}$), qui sous-estime la JCCDF expérimentale. Ce résultat n'est pas non plus étonnant ici, compte tenu que dans le cas du schéma de macro-diversité de site Toulouse / Salon de Provence, la corrélation spatiale issue des données WRF-EMM sous-estime significativement la corrélation expérimentale (cf. Tableau 4-5) : comme déjà discuté dans la section 3.3.3 du chapitre 3, l'utilisation d'une nouvelle configuration de l'EMM, prenant en compte les atténuations dues aux nuages et à la vapeur d'eau dans les calculs des corrélations, permettrait sans doute d'améliorer les résultats.

En conclusion, l'utilisation des coefficients de corrélation spatiale issus des données WRF-EMM offre des résultats très proches de ceux qu'il est possible d'atteindre en utilisant une fonction de corrélation directement paramétrée à partir des données expérimentales.

Il s'agit maintenant d'alimenter complètement le modèle ML-SD à partir des statistiques synthétiques (CCDFs mono-sites, corrélation spatiale) issues des simulations WRF-EMM, afin de s'affranchir complètement de la problématique liée au paramétrage expérimentale des modèles de propagation actuels.

4.4.4 Tests du modèle en diversité de site ML-SD paramétré à partir de WRF-EMM

Si dans l'exercice précédent, les données WRF-EMM étaient seulement utilisées pour alimenter le modèle ML-SD au niveau des coefficients de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie, il s'agit maintenant d'évaluer les résultats fournis par le modèle de canal ML-SD entièrement nourrie avec des sorties WRF-EMM (dénommée dans tout ce qui suit ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$)). L'évaluation est conduite par comparaison non seulement avec les résultats expérimentaux mais aussi avec l'approche de référence actuellement préconisée pour le dimensionnement prédictif des systèmes en diversité de site, à savoir le modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002]. Ce modèle, intégré à la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] (section 2.2.4.1) et noté ITU dans ce qui suit, sera ici nourri à partir des CCDFs calculées en utilisant le modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de cette même Recommandation ITU-R P.618-12, afin de suivre scrupuleusement les méthodes de dimensionnement actuelles. Cependant, jusqu'à maintenant, le modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 a été nourri par l'intensité de précipitation $R_{0.01}$ dépassée pendant 0.01% d'une année moyenne extraite de l'ancienne version de la Recommandation ITU-R P.837 (version 6). Désormais, c'est avec la

nouvelle version (version 7), approuvée très récemment par l'UIT (en mars 2017) et offrant de meilleures performances que la version 6 (pour Toulouse, $R_{0.01,ITU-R\ P.837-6} \approx 40\text{ mm.h}^{-1}$, $R_{0.01,ITU-R\ P.837-7} \approx 30\text{ mm.h}^{-1}$ et $R_{0.01,exp.} \approx 25\text{ mm.h}^{-1}$), que ce modèle sera nourri.

Afin d'enrichir l'analyse, en complément de ces deux configurations (ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) et ITU), trois autres configurations sont également testées :

- la configuration ML-SD(ITU, $R_{A,WRF-EMM}$) utilisant les CCDFs mono-sites calculées à partir du modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 et les coefficients de corrélation spatiale issus des simulations WRF-EMM ;
- la configuration ML-SD(ITU, $R_{A,ONERA-CNES}$) utilisant les CCDFs mono-sites calculées à partir du modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 et les coefficients de corrélation spatiale calculés à partir de la relation expérimentale (4.5) ;
- la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$) utilisant les CCDFs mono-sites issues des simulations WRF-EMM et les coefficients de corrélation spatiale calculés à partir de la relation expérimentale (4.5).

Les analyses suivantes présentent les valeurs renvoyées par la métrique SDSO pour les schémas de micro-diversité Toulouse / Le Fauga (Figure 4-25 et Tableau 4-6), Toulouse / Aussaguel (Figure 4-26 et Tableau 4-7) et Aussaguel / Le Fauga (Figure 4-27 et Tableau 4-7), ainsi que pour le schéma de macro-diversité Toulouse / Salon de Provence (Figure 4-28 et Tableau 4-8).

Les comparaisons s'effectueront sur le vecteur de probabilité $\mathbf{p} = [0.005\%, 0.01\%, 0.02\%, 0.03\%, 0.05\%, 0.1\%]$, de la même manière que les comparaisons effectuées sur les schémas de diversité de site au cours du chapitre 3. En effet, comme expliqué au chapitre 1, la zone d'intérêt des distributions d'atténuation jointe se situe, dans le cas de climats tempérés, pour des pourcentages de temps inférieurs à 0.1%, étant donné que l'utilisation des FMT classiques (ACM et ULPC) permet d'assurer dans la très grande majorité des cas des disponibilités d'au moins 99.9%.

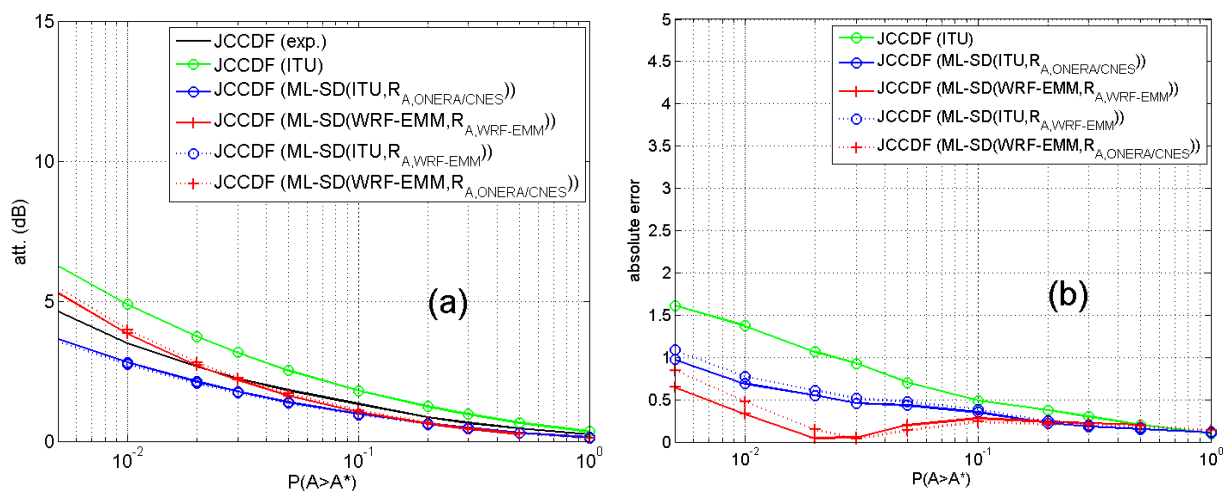


Figure 4-25 : JCCDFs d'atténuation due à la pluie expérimentale et issues des modèles de propagation selon leur paramétrage (a) et erreurs absolues par rapport à la JCCDF expérimentale (b) pour le schéma Toulouse / Le Fauga

Configuration	SDSD (0.005% → 0.1%)
ITU	11.05
ML-SD(ITU, $R_{A,ONERA-CNES}$)	6.89
ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$)	4.61
ML-SD(ITU, $R_{A,WRF-EMM}$)	7.58
ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$)	4.22

Tableau 4-6 : Valeurs de la métrique SDSD pour la comparaison des modèles de JCCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma Toulouse / Le Fauga

Dans ce premier cas de micro-diversité de site, où les données expérimentales et celles de WRF-EMM couvrent 3 années complètes, la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) offre de bien meilleurs résultats que les trois configurations s'appuyant sur les CCDFs mono-sites calculées à partir du modèle décrit dans la section 2.2.1.1 de la Recommandation ITU-R P.618-12 (configurations ITU, ML-SD(ITU, $R_{A,ONERA-CNES}$) et ML-SD(ITU, $R_{A,WRF-EMM}$)). Par ailleurs, la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$) offre de meilleurs résultats que la ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$), ce qui n'est pas vraiment surprenant compte tenu que la corrélation spatiale de cette configuration est celle dérivée de la campagne de mesure.

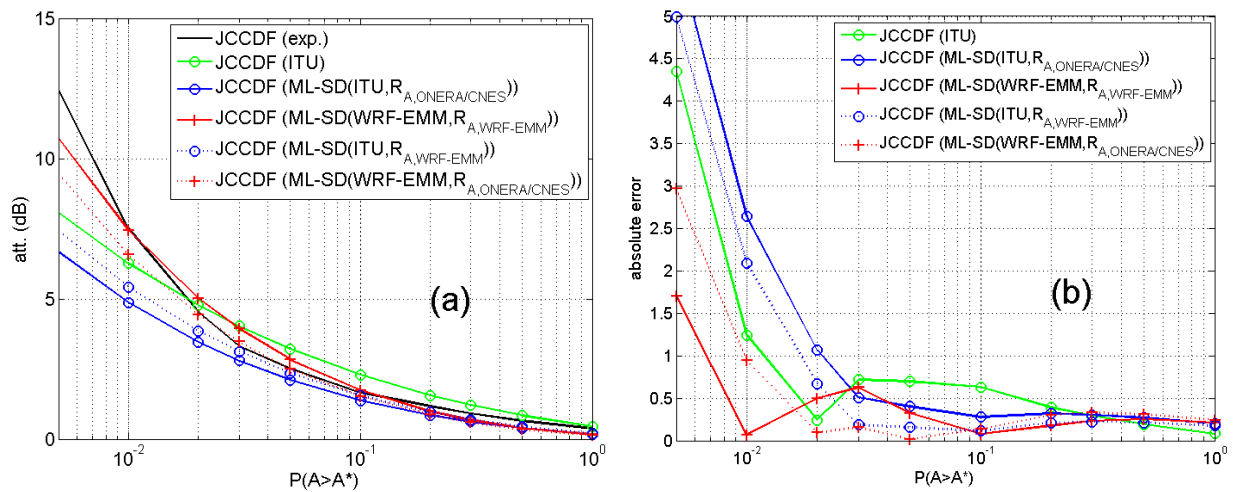


Figure 4-26 : JCCDFs d'atténuation due à la pluie expérimentale et issues des modèles de propagation selon leur paramétrage (a) et erreurs absolues par rapport à la JCCDF expérimentale (b) pour le schéma Toulouse / Aussaguel

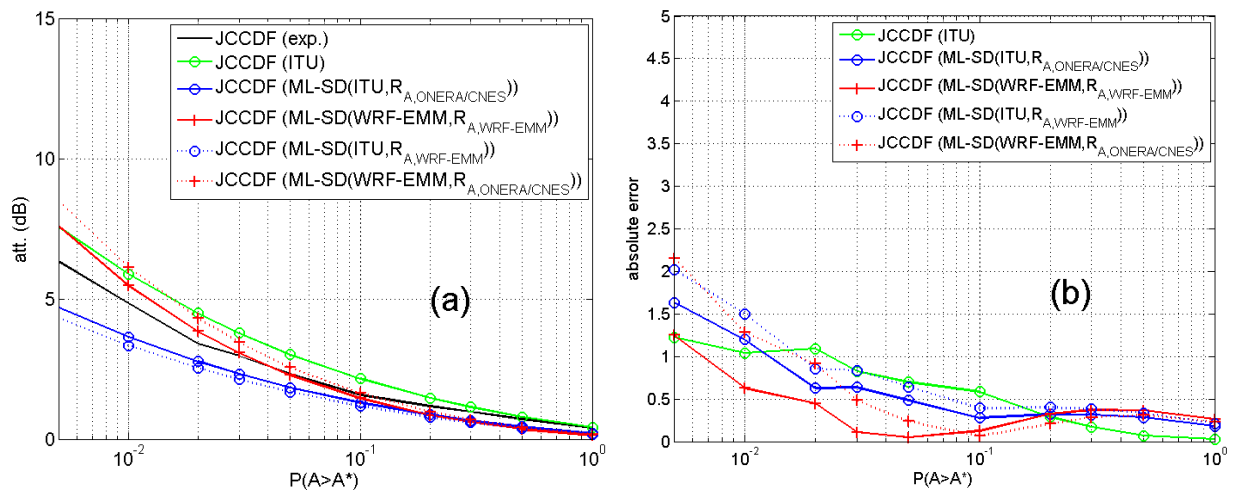


Figure 4-27 : JCCDFs d'atténuation due à la pluie expérimentale et issues des modèles de propagation selon leur paramétrage (a) et erreurs absolues par rapport à la JCCDF expérimentale (b) pour le schéma Aussaguel / Le Fauga

Configuration	SDSD (0.005% → 0.1%)	
	Toulouse / Aussaguel	Aussaguel / Le Fauga
ITU	12.43	10.03
ML-SD(ITU, $R_{A,ONERA-CNES}$)	13.10	6.66
ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$)	5.07	3.26
ML-SD(ITU, $R_{A,WRF-EMM}$)	10.61	8.85
ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$)	6.09	5.82

Tableau 4-7 : Valeurs de la métrique SDSD pour la comparaison des modèles de JCCDFs d'atténuation due à la pluie pour les schémas Toulouse / Aussaguel et Aussaguel / Le Fauga

Conformément aux observations faites précédemment pour le schéma Toulouse / Le Fauga (cf. Figure 4-25 et Tableau 4-6), la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) présente de meilleurs résultats que les configurations ITU, ML-SD(ITU, $R_{A,ONERA-CNES}$) et ML-SD(ITU, $R_{A,WRF-EMM}$) pour les schémas de micro-diversité de site Toulouse / Aussaguel et Aussaguel / Le Fauga (cf. Figures 4-26 et 4-27 et Tableau 4-7). Par ailleurs, cette configuration est même plus performante que la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$).

Enfin, dans le cas du schéma de macro-diversité Toulouse / Salon de Provence, si la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$) renvoie les meilleurs résultats, c'est ensuite la configuration ITU qui offre les meilleures performances, tandis que la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) ne se positionne qu'en quatrième position (cf. Figure 4-28 et Tableau 4-8). Comme discuté dans la section 3.3.3 du chapitre 3, ceci est en lien avec un coefficient de corrélation spatiale renvoyé par WRF-EMM significativement plus faible que celui obtenu expérimentalement. Cette observation est toutefois à pondérer par une indépendance totale entre les événements précipitants du fait de la distance (293.63 km) entre Toulouse et Salon de Provence. L'ajout des atténuations dues aux gaz (notamment la vapeur d'eau) et aux nuages pourrait corriger cette sous-estimation.

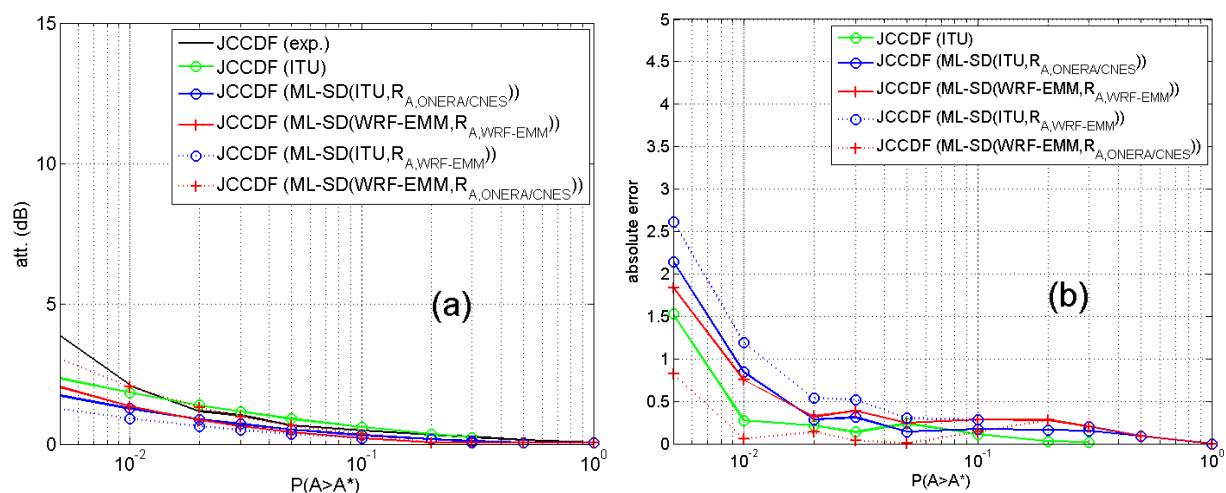


Figure 4-28 : JCCDFs d'atténuation due à la pluie expérimentale et issues des modèles de propagation selon leur paramétrage (a) et erreurs absolues par rapport à la JCCDF expérimentale (b) pour le schéma de macro-diversité Toulouse / Salon de Provence

Configuration	SDSD (0.005% → 0.1%)
ITU	4.10
ML-SD(ITU, $R_{A,ONERA-CNES}$)	5.60
ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$)	5.79
ML-SD(ITU, $R_{A,WRF-EMM}$)	7.68
ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,ONERA-CNES}$)	2.41

Tableau 4-8 : Valeurs de la métrique SDSD pour la comparaison des modèles de JCCDFs d'atténuation due à la pluie pour le schéma Toulouse / Salon de Provence

En conclusion, l'utilisation de WRF-EMM pour entièrement alimenter le modèle de canal ML-SD (i.e. à la fois en termes de CCDFs mono-sites et de coefficients de corrélation spatiale) permet de reproduire de manière très satisfaisante les statistiques d'atténuation jointe expérimentales. De plus, l'amélioration par rapport au modèle de référence de l'UIT est nette et systématique.

4.5 Apport de WRF-EMM sur un exemple de dimensionnement d'un schéma de diversité de site

Dans la section précédente, l'utilisation dans le modèle ML-SD de la fonction de corrélation spatiale paramétrée à partir des simulations WRF-EMM donne des résultats comparables à ceux obtenus en utilisant la formulation (4.5) régressée spécifiquement à partir des données de la campagne de mesure ONERA-CNES en diversité de site. Cela étant, le paramétrage proposé dans [Boulanger et al., 2016] (relation (4.5)) souffre du même problème que l'ensemble des fonctions de corrélation spatiale intégrées aux modèles actuels : il définit une fonction de corrélation isotrope, dérivée de mesures de propagation spécifiques. Or, conformément aux résultats présentés dans [Luini et al., 2011] et à la section 4.2, les coefficients de corrélation spatiale des affaiblissements dus aux précipitations issus de WRF-EMM montrent des spécificités locales importantes selon la localisation de la station sol, sous l'influence notamment des vents dominants et de l'orographie locale.

L'objectif est ici d'illustrer l'apport de la prise en compte des spécificités locales des corrélations spatiales de l'atténuation due aux précipitations produites par WRF-EMM sur le dimensionnement d'un schéma de diversité de site. L'optimisation des distances inter-sites est essentielle car elle permet de réduire les coûts liés à la mise en place du schéma de diversité de site, une distance inter-site plus courte entraînant un coût de déploiement moins élevé (via l'utilisation d'une liaison dédiée).

Nous proposons à cet effet de tester le dimensionnement d'un schéma de diversité à deux sites en se basant soit sur la méthode actuellement utilisée par la communauté (utilisation du modèle de Paraboni-Barbaliscia, section 2.2.4.1 de la Recommandation ITU P.618-12 [ITU-R P.618-12], configuration dénommée ITU dans la section 4.4), soit en utilisant le modèle loi-mixte en diversité de site alimenté exclusivement avec les sorties des simulations WRF-EMM (configuration dénommée ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) dans la section 4.4).

4.5.1 Scénario proposé

L'étude porte sur les liaisons montantes entre les gateways impliquées dans le schéma de diversité et le satellite, en considérant un satellite localisé à 23.5°E (même position orbitale que le satellite géostationnaire ASTRA-3B) et une fréquence de 50 GHz. Soit une première gateway de référence GW_{ref} située à Salon de Provence (sur le site de l'École de l'Air, 43.62°N, 5.12°E). La disponibilité visée pour ce système est de 99.99% pour des besoins multimédia larges bandes (*Interactive MultiMedia Broadband Services*, IMMBS) et la gateway de redondance est notée GW_{slave} .

Dans la suite de cet exercice, on suppose que l'utilisation des techniques adaptatives de codage et de modulation (ACM, *Adaptive Coding and Modulation*) du standard DVB-S2, en complément d'une gestion de la puissance sur la liaison montante (ULPC, *Up-Link Power Control*), permet une marge statique de 25 dB [Bolea-Alamañac, 2004]. En d'autres termes, la distribution d'atténuation jointe visée ne doit pas dépasser 25 dB pour un pourcentage du temps de 0.01%.

Du fait de la fréquence utilisée (50 GHz), un nouveau post traitement a été lancé sur le domaine MAR uniquement. Même si les sorties WRF-EMM n'ont pas pu être comparées à des données expérimentales pour cette fréquence, il faut garder à l'esprit que l'objectif n'est pas ici de proposer un dimensionnement réel, mais de souligner les avantages liés à l'utilisation des cartes de corrélation extraites de WRF-EMM pour dimensionner des systèmes en diversité de site. De plus, à 50 GHz, les atténuations dues aux nuages et aux gaz atmosphériques ne peuvent plus être négligées (cf. Figure 1-2 au chapitre 1) et leur intégration au modèle WRF-EMM est nécessaire : ils feront l'objet de développements futurs.

La Figure 4-29 présente la position de la station GW_{ref} et des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie associées à ce point de référence issues des simulations WRF-EMM pour l'année 2014, pour la liaison à 50 GHz ici considérée. Notons une proximité (attendue) entre la Figure 4-29 et la Figure 4-10 qui renvoie au même point de référence mais pour une liaison à 20.2 GHz.

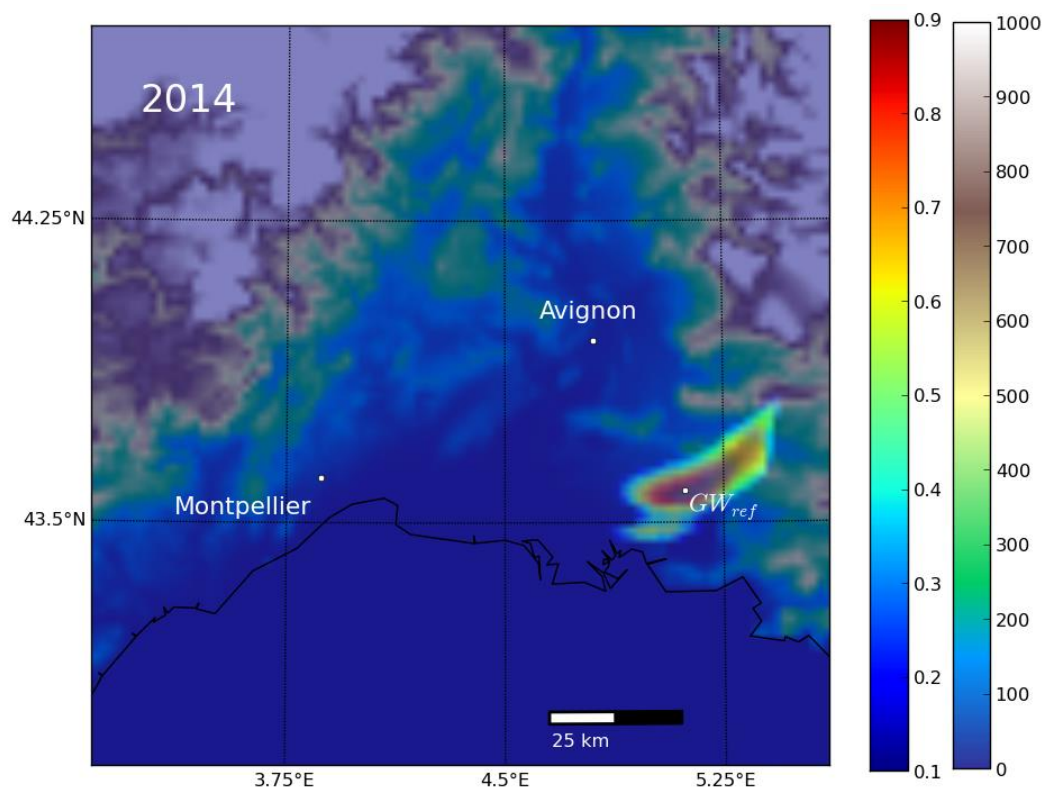


Figure 4-29 : Position de la station GW_{ref} dans le Sud de la France et corrélations spatiales pour cette gateway de référence issues des simulations WRF-EMM

4.5.2 Dimensionnement du schéma de diversité avec la Recommandation ITU-R P.618-12 (§2.2.4.1)

Dans un premier temps, le système est dimensionné en utilisant le modèle de référence de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002], intégré à la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12] (section 2.2.4.1), en s'appuyant comme préconisé sur les distributions d'atténuation due à la pluie mono-sites prédites par la section 2.2.1.1 de cette même recommandation (la dernière version de la recommandation ITU-R P.837 – version 7 – récemment approuvée par l'IUT est utilisée). Le modèle de Paraboni-Barbaliscia utilise, comme détaillé au chapitre 1, deux fonctions de corrélation spatiale qui s'appuient sur l'hypothèse d'isotropie des champs de précipitations et d'atténuation due à la pluie (cf. Tableau 1-1 du chapitre 1). Dès lors, il existera une multitude de possibilités d'ancrage pour la station de redondance GW_{slave} sur le cercle dont le rayon correspond à la distance entre les deux stations.

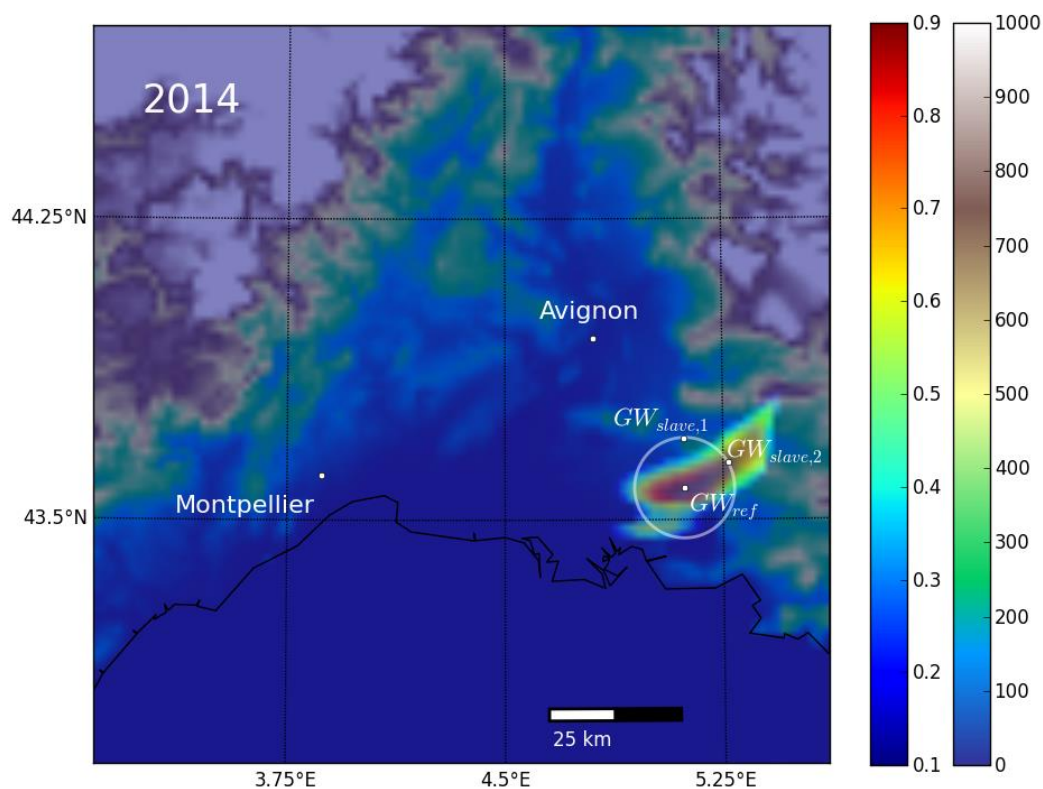


Figure 4-30 : Positions des différentes stations de redondance GW_{slave} obtenues à partir de l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.618-12

Dans le cas étudié ici et en utilisant la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12], l'ensemble des stations GW_{slave} permettant de satisfaire la disponibilité requise par le système (JCCDF entre la station GW_{ref} et la station GW_{slave} ne dépassant pas 25 dB pour 0.01% du temps) se situe sur un cercle de diamètre d'environ 16.90 km (cf. Figure 4-32). La Figure 4-30 représente la position de ces différentes stations par rapport à la station de référence GW_{ref} . En particulier, deux stations vont nous intéresser pour la suite de cette étude : la station de redondance $GW_{slave,1}$ et la station de redondance $GW_{slave,2}$, située respectivement au Nord et au Nord-Est de la station de référence GW_{ref} . Ces deux stations, comme indiqué sur la Figure 4-30, permettent d'assurer la disponibilité requise en se basant sur les sorties de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12].

La Figure 4-31 présente les distributions mono-sites et les distributions jointes d'atténuation due à la pluie pour les schémas de diversité $\{GW_{ref}, GW_{slave,1}\}$ (Figure 4-31(a)) et $\{GW_{ref}, GW_{slave,2}\}$ (Figure 4-31(b)). Conformément aux Figure 4-31(a) et 4-31(b), les deux distributions jointes atteignent 25 dB pour 0.01% du temps, ce qui permet de satisfaire la disponibilité visée par le système complet. Par ailleurs, les distributions mono-sites des sites $GW_{slave,1}$ et $GW_{slave,2}$ sont très proches (voire quasiment confondues) avec la distribution relative à la station GW_{ref} .

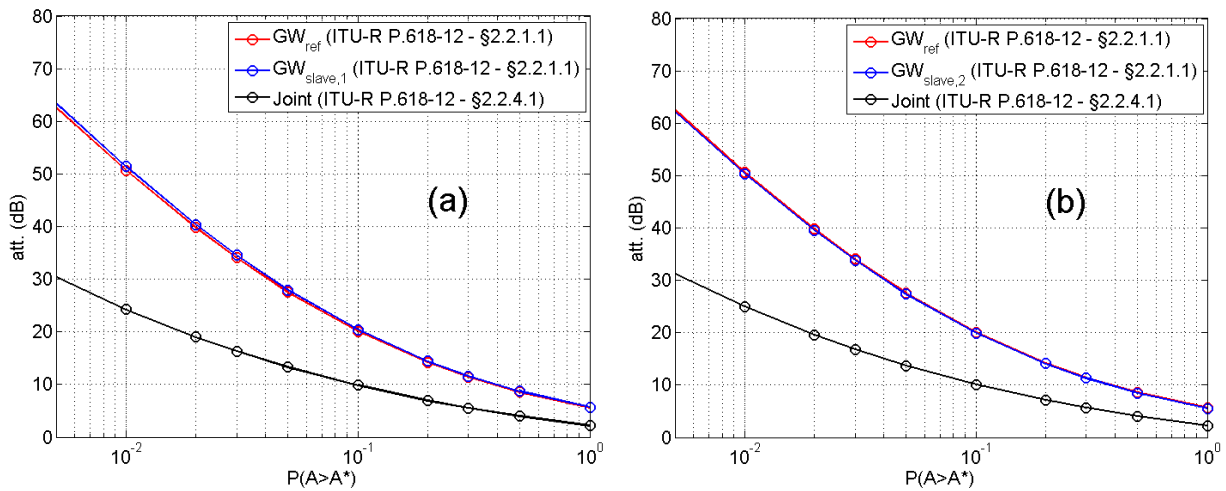


Figure 4-31 : Distributions mono-sites et jointes d'atténuation due à la pluie pour le schéma $\{GW_{ref}, GW_{slave,1}\}$ (a) et $\{GW_{ref}, GW_{slave,2}\}$ (b) en s'appuyant sur l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.618-12

Cependant, il peut être observé sur la Figure 4-30 à partir des corrélations spatiales issues des simulations WRF-EMM que la station $GW_{slave,2}$ n'est pas corrélée de la même façon avec la station GW_{ref} (coefficient de 0.82) que la station $GW_{slave,1}$ (coefficient de 0.19). Dès lors, un gain est à attendre de l'utilisation du modèle ML-SD alimenté avec les sorties des simulations WRF-EMM (configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) de la section 4.4) par rapport à l'utilisation seule de l'actuelle Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12].

4.5.3 Dimensionnement du schéma de diversité avec le modèle ML-SD paramétré avec WRF-EMM

Avant de proposer un dimensionnement à partir de la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$), la Figure 4-32 présente les valeurs d'atténuation dépassée pour 0.01% du temps pour la JCCDF suivant la configuration retenue pour le dimensionnement. Dans le cas de la configuration ITU, même s'il subsiste quelques différences dans la distance optimale de déploiement suivant l'orientation du segment formé par la gateway de référence GW_{ref} et la gateway de redondance GW_{slave} , une seule courbe est représentée, les écarts étant très faibles. Dans le cadre de l'utilisation de la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$), deux courbes sont représentées, un segment $\{GW_{ref}, GW_{slave}\}$ orienté vers le Nord, et une autre pour un segment $\{GW_{ref}, GW_{slave}\}$ orienté vers le Nord-Est.

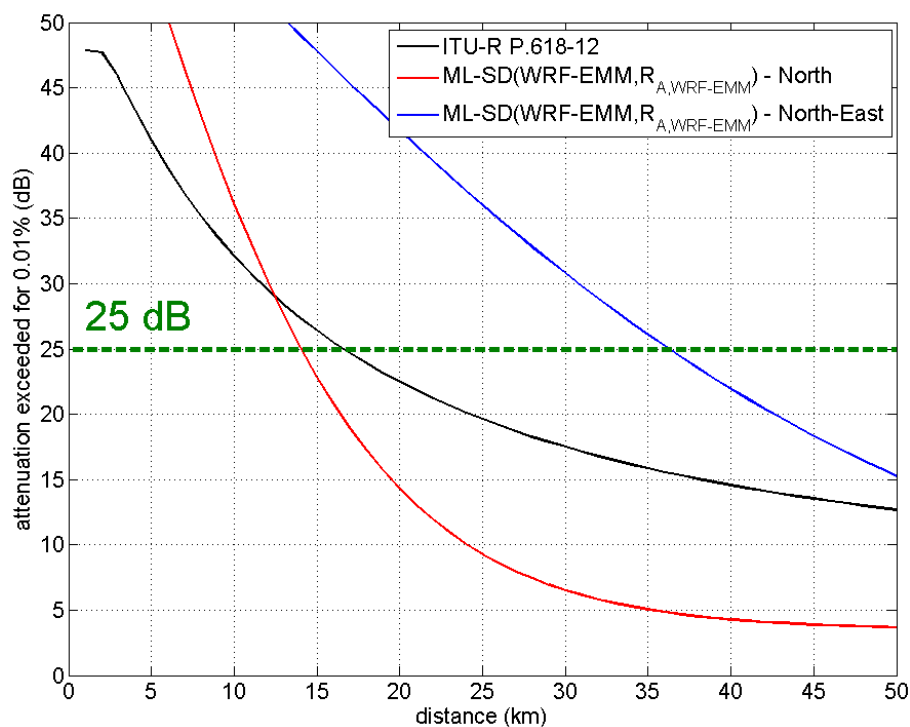


Figure 4-32 : Valeurs d'atténuation dépassée pour 0.01% du temps au niveau de la JCCDF suivant la configuration retenue pour le dimensionnement

Il apparaît sur la Figure 4-32 que l'atténuation dépassée pour 0.01% du temps n'excède pas 19 dB sur les 25 dB requis pour le schéma $\{GW_{ref}, GW_{slave,1}\}$, tandis qu'elle dépasse 46 dB à 0.01% pour le schéma $\{GW_{ref}, GW_{slave,2}\}$. En raisonnant sur les distances entre les deux stations, en direction du Nord il serait possible de positionner la station $GW_{slave,1}$ à 14 km de la station de référence GW_{ref} , alors qu'en direction du Nord-Est la station $GW_{slave,2}$ devrait se situer à plus 35 km de la station de référence GW_{ref} .

La Figure 4-33 présente les distributions mono-sites et les distributions jointes d'atténuation due à la pluie pour la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) appliquée aux schémas $\{GW_{ref}, GW_{slave,1}\}$ (Figure 4-33(a)) et $\{GW_{ref}, GW_{slave,2}\}$ (Figure 4-33(b)). Les observations faites sur la Figure 4-32 sont une fois de plus visibles ici : si le schéma initial (i.e. dimensionné avec la configuration ITU) $\{GW_{ref}, GW_{slave,1}\}$ semble légèrement surdimensionné, le schéma initial $\{GW_{ref}, GW_{slave,2}\}$ est quant à lui largement sous-dimensionné.

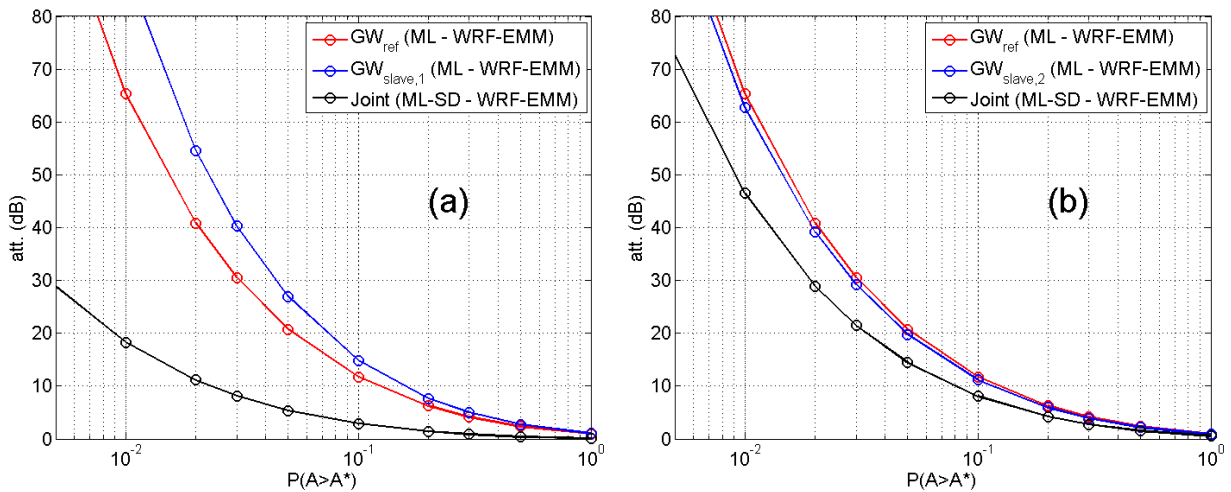


Figure 4-33 : Distributions mono-sites et jointes d'atténuation due à la pluie pour le schéma $\{GW_{ref}, GW_{slave,1}\}$ (a) et $\{GW_{ref}, GW_{slave,2}\}$ (b) en s'appuyant sur l'utilisation de la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$)

Ainsi, la formulation isotrope des corrélations spatiales des modèles en diversité de site actuels (et notamment la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12]) peut conduire à une surestimation ou à une sous-estimation de la distance à spécifier entre les stations en diversité de site, nécessitant l'introduction d'une marge supplémentaire pour réduire ce risque.

À l'inverse, l'utilisation des coefficients de corrélation issus des simulations WRF-EMM permet de prendre en compte les spécificités climatiques ou orographiques locales des corrélations spatiales de l'atténuation due à la pluie, permettant une optimisation de la distance entre les deux stations suivant les contraintes imposées par l'infrastructure locale (réseau terrestre existant ou liaison dédiée).

4.6 Conclusion

Les différents travaux présentés dans ce chapitre ont permis de mettre en avant l'intérêt d'utiliser des simulations WRF-EMM pour optimiser le dimensionnement des systèmes en diversité de site. En particulier, l'ensemble des cartes de corrélation spatiale générées à partir des simulations effectuées sur une bande de près de 600 x 200 km² dans le Sud de la France a permis de mettre en évidence la très forte variabilité de ces cartes en fonction du point de référence choisi (spécificités locales) ainsi que leur anisotropie. En raison de l'impact des vents dominants et de l'orographie locale, l'hypothèse d'isotropie sur laquelle s'appuient aujourd'hui les fonctions de corrélation spatiale intégrées aux modèles en diversité de site actuels a été mise en défaut. Chaque région possède des caractéristiques climatiques et orographiques qui lui sont propres et dans ce contexte, l'utilisation de simulations WRF-EMM pour extraire les coefficients de corrélation spatiale s'avère pertinente.

Couplées au modèle ML-SD, extension du modèle loi-mixte décrit dans [Boulanger et al., 2013 (1)] dans un contexte de diversité de site et introduit dans le chapitre 1, les sorties des simulations WRF-EMM permettent d'approcher les résultats expérimentaux de la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016] avec de meilleurs résultats que ceux offerts par l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12]. De plus, dans le cas du dimensionnement de schémas en diversité de site, l'utilisation de l'hypothèse d'isotropie des fonctions de corrélation spatiale intégrées à cette recommandation peut entraîner des erreurs de dimensionnement, ce qui peut amener à des surestimations et/ou des sous-estimations des distances inter-sites. L'utilisation des sorties WRF-EMM permet alors d'optimiser ces distances inter-sites et de limiter le risque d'erreur.

Cependant, le modèle WRF-EMM et la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$) n'ont pour le moment pu être confrontés qu'aux données expérimentales de la campagne de mesure ONERA-CNES et les coefficients de corrélation spatiale n'ont pu être comparés que sur un nombre très limité de données de propagation, sur une région au climat spécifique. De plus, les données expérimentales sur lesquelles se basent les comparaisons représentent des liaisons Terre-satellite autour de 20 GHz. Des travaux complémentaires doivent donc être menés afin de valider de manière plus approfondie les cartes de corrélation spatiale issues de

WRF-EMM et la configuration ML-SD(WRF-EMM, $R_{A,WRF-EMM}$), en s'appuyant notamment sur les campagnes en diversité de site en cours en Italie [Riva et al., 2016] et en Norvège [Rytir et al., 2015][Rytir et Bråten, 2016]. Par ailleurs, la campagne Alphasat menée actuellement sur l'Europe présente quant à elle l'opportunité de tester le paramétrage du modèle à 40 GHz, ce qui nécessitera d'introduire les autres effets d'atténuation (oxygène, vapeur d'eau et nuages) au niveau de l'EMM. Enfin, l'exercice de comparaison avec les observations radars doit être étendu. Pour ce faire, l'accès à des données sur divers sites est un prérequis.

Conclusion et perspectives

Conclusion

Durant les prochaines années, la mise en place de systèmes de communication par satellite opérant à des fréquences supérieures à 20 GHz va s'intensifier dans le but de satisfaire une demande toujours plus accrue en services multimédia haut-débits par satellite. Cela étant, pour ces bandes de fréquences, les systèmes de télécommunication sont particulièrement vulnérables aux affaiblissements troposphériques, et notamment à l'affaiblissement dû aux précipitations, au point que l'utilisation des méthodes de compensation conventionnelles (contrôle de puissance et adaptation du codage et de la modulation) ne suffisent plus à satisfaire les disponibilités requises pour les liens entre le satellite et les gateways. Une technique adaptative complémentaire est donc nécessaire : la diversité de site.

La diversité de site, telle qu'elle a été imaginée dans les années 1970 et le début des années 1980, consiste en la mise en place d'une station de redondance afin de rediriger le signal en cas d'indisponibilité de la station terrienne de référence. Des travaux plus récents ont souligné l'efficacité de cette technique pour les nouveaux systèmes de communication spatiale lorsqu'une redondance intelligente (i.e. une station de redondance pour plusieurs stations de référence) était mise en place (concept de *smart gateways*). Cependant, le dimensionnement et l'optimisation des schémas de diversité de site nécessitent l'emploi préalable de modèles permettant de prédire les statistiques jointes d'atténuation due aux précipitations (conditionnées à la distance), pour n'importe quel point du globe, afin de proposer une configuration optimale avant chaque déploiement.

Dans un premier temps, l'étude bibliographique menée dans le chapitre 1 a permis d'identifier les principaux modèles de prédiction des statistiques jointes d'atténuation. Ces modèles s'appuient tous sur l'utilisation des statistiques long-termes d'atténuation due à la pluie pour chaque station intégrée au schéma de diversité de site et d'une ou plusieurs fonctions de corrélation spatiale des atténuations dues aux précipitations. Les distributions de probabilité d'atténuation due à la pluie pour chaque station peuvent être obtenues en utilisant les modèles statistiques conventionnels. Pour ce qui concerne les fonctions de corrélation spatiale,

différentes expressions ont été proposées, chacune étant supposée valable quelle que soit la région climatique mais aucune étude comparative sur des données long-terme n'a été menée jusqu'alors pour confirmer ou infirmer ce point. Il a donc été proposé en conclusion de ce chapitre de travailler en premier lieu sur les méthodes de test des modèles statistiques actuels puis sur l'utilisation de modèles physiques reposant sur l'utilisation d'un modèle de prévision météorologique à haute résolution pour générer l'évolution des systèmes précipitants afin d'en dériver les CCDFs (locales et jointes) d'atténuation due à la pluie et de caractériser sa fonction de corrélation spatiale.

Dans cette logique, partant du constat que les métriques de test conventionnelles ne prennent pas ou peu en compte les variabilités statistiques et interannuelles des distributions d'atténuation due à la pluie, le chapitre 2 propose l'utilisation d'une nouvelle métrique (NTM), qui s'appuie sur un formalisme probabiliste à deux composantes, et dont l'originalité tient en la prise en compte des variabilités des statistiques expérimentales liées au nombre d'échantillons des campagnes de mesure dont elles dérivent. La première composante repose sur la définition des variances du 1^{er} ordre dont l'expression analytique dérive du modèle de canal Loi Mixte Dirac/log-normale (ML) et dont le paramétrage dérive de mesures expérimentales de propagation ou d'intensité de pluie. La seconde composante repose quant à elle sur la définition des variances du 2nd ordre dont l'expression analytique dérive elle aussi du modèle de canal ML et dont le paramétrage expérimental mené au chapitre 2 est issu des mêmes bases de données. Si l'utilisation de cette nouvelle métrique NTM à partir de la distribution expérimentale long-terme de la campagne de mesure en propagation ITALSAT entre 1994 et 2000 ne bouleverse pas l'ordre établi par les métriques conventionnelles pour les modèles de propagation considérés, c'est lorsque les statistiques expérimentales sont dérivées de durées réduites à 1, 2, 3 ou 5 ans que la capacité discriminante de la nouvelle variable de test s'affirme. Du fait de la prise en compte des variabilités statistiques, la métrique NTM permet en effet d'établir un classement stable des modèles considérés dès trois années de mesures, ce qui est hors de portée des métriques conventionnelles.

Une fois la question de la métrique de test réglée, l'effort a porté sur la caractérisation de la fonction de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie. Les campagnes de mesure de propagation Terre-espace n'étant pas disponibles partout et les données radar des organismes météorologiques étant difficilement accessibles, l'emploi de modèles numériques de prévision météorologique pour simuler les conditions de propagation a été étudié.

Dans ce contexte, le chapitre 3 étudie les potentialités d'utilisation du modèle américain de prévision météorologique à haute résolution WRF (*Weather Research and Forecasting*), couplé au module électromagnétique EMM (*ElectroMagnetic Module*), pour générer des

séries temporelles d'atténuation due à la pluie sur une zone prédéfinie d'environ $100 \times 100 \text{ km}^2$ avec une résolution spatiale de $2 \times 2 \text{ km}^2$ et une résolution temporelle de 5 min. Ce simulateur a été adapté et optimisé dans le cadre de cette thèse afin que les statistiques du 1^{er} ordre en sortie du modèle WRF-EMM soit les plus représentatives possible des statistiques expérimentales extraites de la campagne de mesure ONERA/CNES, ce qui a permis d'aboutir à une configuration utilisant une hybridation de 2 modèles de distribution de tailles de gouttes d'Ulbrich-Atlas. Si les résultats obtenus sur la région toulousaine sont très prometteurs, tant au niveau des statistiques mono-sites qu'au niveau des statistiques en diversité, l'application de ce modèle sur d'autres sites en France (Salon De Provence) et en Europe (Madrid, Aveiro et Spino D'Adda) a permis de souligner les potentialités de l'approche WRF-EMM pour générer des statistiques de propagation dans les régions tempérées du Sud de l'Europe. Par ailleurs, les résultats obtenus en diversité de site sont non seulement satisfaisants au niveau des distributions jointes, mais les coefficients de corrélation obtenus via les simulations WRF-EMM sont également proches des valeurs expérimentales.

Forts de ces résultats, dans le chapitre 4, le modèle WRF-EMM a été appliqué sur une zone de plus de $600 \times 200 \text{ km}^2$, pour l'année 2014 et pour une liaison avec le satellite Astra-3B (23.5°E) à 20.2 GHz, depuis la côte basque et landaise jusqu'à Marseille, afin de générer une multitude de cartes de corrélation spatiale d'atténuation due à la pluie. À partir de ces données artificielles a pu être mise en évidence la très forte variabilité de la fonction de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie en fonction du point de référence choisi ainsi que son anisotropie. Du fait de l'impact des vents dominants et des reliefs sur l'organisation spatiale des champs de précipitation et des champs d'atténuation associés, les formulations uniques (i.e. supposées valables quelle que soit la localisation de la station sol) et isotropes sur lesquelles s'appuient aujourd'hui les fonctions de corrélation spatiale intégrées aux modèles en diversité de site actuels ne sont donc pas vérifiées. Chaque région possédant des caractéristiques climatiques et orographiques spécifiques, l'utilisation du simulateur WRF-EMM pour extraire les coefficients de corrélation spatiale s'avère donc prometteuse. Par ailleurs, couplées au modèle de canal ML-SD, extension du modèle Loi Mixte Dirac/log-normale dans un contexte de diversité de site, les sorties des simulations WRF-EMM offrent de meilleurs résultats par rapport aux données expérimentales de la campagne de mesure ONERA-CNES que ceux offerts par l'utilisation de la Recommandation ITU-R P.618-12 pourtant considérée par la communauté comme l'approche de référence. De plus, dans le cas du dimensionnement de schémas en diversité de site, l'utilisation de l'hypothèse d'isotropie des fonctions de corrélation spatiale intégrées à cette recommandation peut entraîner une surestimation ou une sous-estimation des distances inter-sites. L'utilisation des sorties WRF-EMM en entrée du modèle ML-SD permet alors d'effectuer une optimisation spécifique du

schéma de diversité de site au niveau de chaque gateway, en optimisant le positionnement de la station maître et de la station esclave de redondance sur la zone considérée.

Perspectives

Si les statistiques de propagation issues des simulations WRF-EMM montrent une amélioration nette par rapport aux modèles de référence actuels et concordent bien avec les résultats expérimentaux, il faut cependant garder à l'esprit que l'optimisation du modèle de distribution granulométrique des hydrométéores $N(D)$ a été menée à partir des résultats expérimentaux sur seulement trois sites de la région toulousaine (Toulouse, Aussaguel et Le Fauga) en 2014 et que l'ensemble du travail préliminaire de validation de ce paramétrage a été conduit sur des sites aux climats tempérés, en supposant à chaque fois une liaison Terre-espace à 20 GHz. L'emploi du simulateur WRF-EMM pour des fréquences supérieures doit donc être testé, en s'appuyant par exemple sur les données recueillies à 40 GHz issues de la campagne Alphasat actuellement menée en Europe. De plus, l'utilisation du modèle WRF-EMM sur des zones tropicales et équatoriales conduirait sans doute à des écarts importants entre la simulation et les mesures de propagation, du fait de distributions granulométriques probablement différentes à ces latitudes. À ce sujet, de nouveaux paramétrages pourront être obtenus en s'appuyant sur les premiers résultats des campagnes de mesures effectuées actuellement en bande Ka par l'ONERA et le CNES en Inde et en Guyane.

Par ailleurs, dans un contexte de diversité de site, les sorties du modèle WRF-EMM n'ont pu être comparées qu'aux seules données de la campagne ONERA-CNES. Des travaux complémentaires doivent donc être menés afin de valider de manière plus approfondie les capacités de WRF-EMM à reproduire des statistiques de diversité de site, en s'appuyant notamment sur les campagnes en cours en Italie, en Europe centrale (Slovénie, Autriche, Hongrie) et en Norvège. Le travail de comparaison avec les observations radars initié au chapitre 4 devra aussi être approfondi. L'accès à ces données est toutefois un prérequis et devra faire l'objet de demandes spécifiques.

En outre, le modèle WRF-EMM n'est pour le moment capable de générer que des champs d'atténuation due à la pluie. Si à 20 GHz l'influence des nuages et des gaz atmosphériques (oxygène et vapeur d'eau) reste négligeable, elle ne l'est plus à 40 GHz (cf. chapitre 1, Figure 1-2) et au-delà. L'intégration de la composante nuage dans l'EMM peut se faire assez simplement, en prenant appui sur la Recommandation ITU-R P.840-6, ou sur un modèle déterministe utilisant en entrée des profils de température et d'humidité issus de WRF à partir desquels le profil d'eau liquide des nuages pourrait être déduit. Il serait également envisageable d'intégrer complètement au module EMM le calcul des atténuations dues à la

vapeur d'eau et à l'oxygène, via la méthode de calcul décrite dans la Recommandation ITU-R P.676-11. Ces recommandations utilisent des variables qui peuvent directement être extraites des sorties des simulations WRF, ce qui rend l'implémentation de ces nouvelles fonctionnalités réaliste, sans toutefois ajouter de la complexité au module EMM. Dans tous les cas, les données expérimentales disponibles pour de telles composantes à l'atténuation troposphérique totale sont assez rares, ce qui rend ce travail d'optimisation délicat à conduire.

En parallèle de la possibilité de calculer les atténuations dues aux nuages, à la vapeur d'eau et à l'oxygène, un nouvel axe d'amélioration du modèle WRF-EMM peut-être conduit au niveau des entrées de ce modèle. Dans la configuration actuelle, ce sont les données de ré-analyse météorologiques ERA-Interim de l'ECMWF qui sont utilisées par WRF pour assurer les conditions aux limites et la montée en résolution progressive des paramètres de sorties de ce simulateur. Au début de l'année 2017, l'ECMWF a mis en ligne une nouvelle base de données de ré-analyse, ERA5, mieux résolue qu'ERA-Interim à la fois sur le plan spatial ($31 \times 31 \text{ km}^2$ au lieu de $79 \times 79 \text{ km}^2$) et sur le plan temporel (1h au lieu de 6h). Le nombre de couches de pression considérées est également beaucoup plus important (137 niveaux jusqu'à 0.01 hPa pour ERA5 en lieu et place de 60 niveaux jusqu'à 0.1 hPa pour ERA-Interim), ce qui permettrait au simulateur WRF-EMM d'avoir des conditions aux limites beaucoup plus précises, et donc de fiabiliser les étapes de montée en résolution. De plus, au vu des résolutions spatiale et temporelle de cette nouvelle base de données, le nombre de domaine WRF à considérer pourraient être ramené à 2 (au lieu de 3 actuellement) si l'on ne change pas les résolutions du dernier domaine ($2 \times 2 \text{ km}^2$ à 5 minutes), ce qui permettrait de réduire le temps de simulation. Il pourrait également être envisagé de conserver le fonctionnement actuel sur 3 domaines, mais en augmentant la résolution de chaque domaine pour imaginer – pourquoi pas – un dernier domaine résolu spatialement à $1 \times 1 \text{ km}^2$ et temporellement à 1 minute. Cela étant, il s'agit sans aucun doute d'un chantier assez conséquent, nécessitant une parfaite connaissance de la méthode de fonctionnement du système de pré-traitement de WRF, ainsi que de la méthode d'assimilation des données de ré-analyse par le WRF Core.

Enfin, le chapitre 4 a montré une certaine variabilité interannuelle au niveau des distributions jointes d'atténuation due à la pluie pour le schéma de diversité de site Toulouse / Le Fauga, variabilité d'amplitude comparable à ce qu'il est possible d'observer sur les distributions d'atténuation mono-sites. Dès lors, il conviendra de caractériser ces variabilités afin d'estimer le risque associé au dimensionnement d'un schéma de diversité de site à partir de distributions jointes qui ne représentent pas nécessairement un comportement long-terme. De plus, la caractérisation de ces variabilités permettra de proposer une adaptation de la métrique de test introduite au chapitre 2 dans un contexte de diversité de site. Dans cette optique, il devient nécessaire de mener une étude plus approfondie à ce sujet afin dans un premier temps de

proposer une caractérisation de ces variabilités interannuelles, via une méthodologie similaire à celle présentée au cours du chapitre 2. Cela étant, cette caractérisation devra une fois encore s'appuyer sur des données expérimentales, lesquelles sont rares en diversité de site. Dès lors, l'utilisation de données WRF-EMM, reproduisant ces variabilités statistiques, est une alternative de choix.

Bibliographie

[Amaya et Nguyen, 2010] C. Amaya, T. Nguyen, "Propagation Measurements in Ottawa with the Ka-band Beacon on the ANIK-F2 Satellite", *14th International Symposium on Antennas and Electromagnetics*, Ottawa (Ontario, Canada), 2010.

[Amaya et al., 2013] C. Amaya, T. Nguyen, A. Rocha, J.M. Riera, A. Benarroch, P. García-del-Pino, J. García-Rubia, G. Carrie, L. Castanet, X. Boulanger, "Joint Result of Long-Term Earth-Space Propagation Experiments at 20 GHz in Canada and Europe", *International Journal of Artificial Intelligence in Education, ESA Workshop on Radiowave Propagation*, 2013, vol. 22, pp. 81-89.

[Andrade et Mello, 2011] F.J.A. Andrade, L.A.R. da Silva Mello, "Rain Attenuation Time Series Synthesizer based on the Gamma Distribution", *IEEE Antennas Wireless Propagation Letters*, 2011, vol. 10, pp. 1381-1384.

[Atlas et al., 1973] D. Atlas, R. Srivastava, R. Sekhon, "Doppler Radar Characteristics of Precipitations at Vertical Incidence", *Reviews of Geophysics and Space Physics*, 1973, vol. 11, no. 1.

[Barbaliscia et al., 1992] F. Barbaliscia, G. Ravaioli, A. Paraboni, "Characteristics of the Spatial Statistical Dependence of Rainfall Rate over Large Areas", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 1992, vol. 40, no. 40, pp. 8-12.

[Bell, 1987] T.L. Bell, "A Space-Time Stochastic-Dynamic Model of Rainfall for Satellite Remote Sensing Studies", *Journal of Geophysical Research*, 1987, vol. 92, no. D8, pp.9631-9643.

[Berretta, 2011] J. G. Berretta, "Ka-Sat, a reality", *Proceedings 17th Ka Broadband Communications Navigation and Earth Observation Conference*, Palermo, Italy, October 2011.

[Bertorelli et Paraboni, 2005] S. Bertorelli, A. Paraboni, "Simulation of Joint Statistics of Rain Attenuation in Multiple Sites across Wide Areas using ITALSAT Data", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2005, vol. 53, no. 8, pp. 2611-2622.

[Bertorelli et al., 2008] S. Bertorelli, C. Riva, L. Valbonesi, "Generation of Attenuation Time Series for Simulation Purposes Starting from ITALSAT Measurements", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2008, vol. 56, no. 4, pp. 1094-1102.

[Biscarini et al., 2016] M. Biscarini, F.S. Marzano, M. Montopoli, K. De Sanctis, L. Less, M. Montagna, M. Mercolino, M. Lanucara, "Optimizing Data Volume Return for Ka-Band Deep Space Links Exploiting Short-Term Radiometeorological Model Forecast", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2016, vol. 64, no. 1, pp. 235-250.

[Biscarini et al., 2017] M. Biscarini, K. De Sanctis, S. Di Fabio, M. Montopoli, L. Milani, F.S. Marzano, "Assessing Weather-Forecast Based Data Volume Prediction for Space Exploration at Ka and X band", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2017.

[Boithias, 1987] L. Boithias, "Radiowave Propagation", McGraw-Hill, 1987.

[Bolea-Alamañac, 2004] A. Bolea-Alamañac, "Fade Mitigation Techniques to Optimize the Radio Resource in a Fixed Satellite Communications Link", *Manuscrit de Thèse de SupAéro* (Toulouse, France), 2004.

[Boulanger et al., 2012] X. Boulanger, G. Carrie, L. Castanet, L. Casadebaig, B. Gabard, "Statistics of Total Attenuation from Measurements in Toulouse of the 19.7 GHz Beacon of Eutelsat Hotbird 6", *ESA Workshop on Radiowave Propagation*, Noordwijk (Pays-Bas), 2012.

[Boulanger, 2013] X. Boulanger, "Modélisation du Canal de Propagation Terre-Espace en bandes Ka et Q/V : Synthèse de séries Temporelles, Variabilité et Estimation de Risque", *Manuscrit de Thèse de l'Université de Toulouse*, 2013.

[Boulanger et al., 2013 (1)] X. Boulanger, L. Féral, L. Castanet, N. Jeannin, G. Carrie and F. Lacoste, "A Rain Attenuation Time Series Synthesizer Based on a Dirac and Lognormal Distribution", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2013, vol. 61, no. 3, pp. 1396-1406.

[Boulanger et al., 2013 (2)] X. Boulanger, N. Jeannin, L. Féral, L. Castanet, F. Lacoste and F. Carvalho, "Inter- Annual Variability, Risk and Confidence Intervals Associated with Propagation Statistics. Part II: Parameterization and Applications", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2014, vol. 32, pp. 423-441.

[Boulanger et al., 2015] X. Boulanger, B. Gabard, L. Casadebaig, L. Castanet, "Four Years of Total Attenuation Statistics of Earth-Space Propagation Experiment at Ka-band in Toulouse", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2015, vol. 63, no. 5, pp. 2203-2214.

[Boulanger et al., 2016] X. Boulanger, F. Lacoste, L. Castanet, "Small and Large Scale Site Diversity Experiment at Ka-band in the South of France", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2016.

[Butti et al., 2006] M. Buti, U.C. Fiebig, "Joint Statistics of Slant-Path Attenuation in Distant Sites Measured with ITALSAT at 40 GHz", *Electronic Letters*, 2006, vol. 42, no. 18, pp. 1014-1015.

[Callaghan et al., 2008] S. Callaghan, B. Boyes, A. Couchman, J. Waight, C.J. Walden, S. Ventouras, "An Investigation of Site Diversity and Comparison with ITU-R Recommendations", *Radio Science*, 2008, vol. 43, no.4, pp. 1-8.

[Capsoni et al., 1981] C. Capsoni, E. Matricciani, M. Mauri, P.V.P. Baptista, "Radar derived statistics of rain profiles in slant path", *URSI 20th General Assembly*, Washington, D.C., 1981.

[Capsoni et al., 1987] C. Capsoni, F. Fedi, A. Paraboni, "A Comprehensive Meteorologically Oriented Methodology for the Prediction of Wave Propagation Parameters in Telecommunications Applications beyond 10 GHz", *Radio Science*, 1987, vol. 22, no. 3, pp. 387-393.

[Capsoni et al., 2009] C. Capsoni, L. Luini, A. Paraboni, C. Riva, A. Martellucci, "A New Prediction Model of Rain Attenuation that Separately Accounts for Stratiform and Convective Rain", *IEEE transactions on Antennas and Propagation*, 2009, vol. 57, no. 1, pp. 196-204.

[Capsoni et al., 2011] C. Capsoni, A. Paraboni, C. Riva, E. Matricciani, L. Luini, L. Castanet, N. Jeannin, G. Carrie, P. Gabellini, G. Gallinaro, N. Gatti, A. Martellucci, J. Rivera Castro, "Verification of Propagation Impairment Mitigation Techniques", *ESA Contract 20887/07/NL/LvH*, Noordwijk, The Netherlands, 2011.

[Capsoni et Paraboni, 1972] C. Capsoni, A. Paraboni, "Depolarization of an EM Wave Traveling through a Stratified Aerosol of Non-Spherical Scatterers", *AGARD EPP Technical Meeting*, Gausdal, Norway, 1972.

[Carasse, 1978] F. Carassa, "The SIRIO Programme and its Propagation and Communication Experiment", *Alta Frequenza*, 1978, vol. 47, no. 4, pp. 65E-71E.

[Carrie et al., 2009] G. Carrie, F. Lacoste, L. Castanet, "A New 'Event-on-Demand' Synthesizer of Rain Attenuation Time Series at Ku, Ka and Q/V-bands", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2009, vol. 29, no. 1, pp. 47-60.

[Castanet, 2001] L. Castanet, "Technique Adaptatives de Lutte Contre les Affaiblissements de Propagation pour les Systèmes de Télécommunications par Satellite en EHF", Manuscrit de thèse, École Nationale Supérieure de l'Aéronautique et de l'Espace, 2001.

[Castanet et al., 2002] L. Castanet, M. Bousquet, M. Filip, P. Gallois, B. Gremont, L. De Haro, J. Lemorton, A. Paraobin, M. Schnell, "Impairment Mitigation and Performance Restoration", *COST 255 Final Report, Chapter 5.3*, ESA Publications Division, SP-1252, 2002.

[Castanet et al., 2003] L. Castanet, A. Bolea-Alamañac, M. Bousquet, "Interference and Fade Mitigation Techniques for Ka and Q/V Band Satellite Communications Systems", *COST 272-280, International Workshop on Satellite Communications from Fade Mitigation to Service Provision*, Noordwijk, The Netherlands, Mai 2003.

[Castanet et al., 2008] L. Castanet (editor) et al., "Influence of the Variability of the Propagation Channel on Mobile, Fixed Multimedia and Optical Satellite Communications", *SatNEx JA-2310 Book*, ISBN 978-3-8322-6904-3.

[Castanet et al., 2015] L. Castanet, X. Boulanger, C. Riva, M. Schönhuber, J.M. Riera, A. Rocha, "Propagation Experiments at 20 GHz in Southern Europe to Test High Order Propagation Models", *10th European Conference on Antennas and Propagation, European Association on Antennas and Propagation*, Lisbonne (Portugal), Avril 2015.

[Caumont, 2012] O. Caumont, "Simulation et Assimilation de Données Radar pour la Prévision de la Convection Profonde à Fine Échelle", Federal University of Toulouse, 2007.

[Cheffena et al., 2009] M. Cheffena, L.E. Bråten, T. Ekman, "On The Space-Time Variations of Rain Attenuation", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2009, vol. 57, no. 6, pp. 1771-1782.

[COST 255, 2002] "COST Action 255 : Radiowave Propagation Modelling for New Satcom Services at Ku-band and Above", Final Report, *ESA Publications Division*, SP-1252, 2002, pp.74-98.

[Crane, 1985] R.K. Crane, "Comparative Evaluation of Several Rain Attenuation Prediction Models", *Radio Science*, 1985, vol. 20, no. 4, pp. 843-863.

[Crane, 1990] R.K. Crane, "Rain Attenuation Measurements: Variability and Data Quality Assessment", *Radio Science*, 1990, vol. 25, no. 4, pp. 455-473.

[Crane, 1993] R.K. Crane, "Estimating Risk for Earth-Satellite Attenuation Prediction", *Proceedings of the IEEE*, 1993, vol. 81, no. 6, PP. 906-913.

[Crane et al., 1997] R.K. Crane, X. Wang, D. B. Westenhaver, W. J. Vogel, "ACTS Propagation Experiment : Experiment Design, Calibration and Data Preparation and Archival", *Proceedings of the IEEE*, 1997, vol. 85, no. 6, pp. 863-878.

[Decker et al., 1978] M.T. Decker, E.R. Westwater, F.O. Guiraud, "Experimental Evaluation of Ground-Based Microwave Radiometric Sensing of Atmospheric Temperature and Water Profiles", *Journal of Applied Meteorology*, 1978, vol. 17, 1788-1795.

[Dee et al., 2011] D.P. Dee, S. M. Uppala, A. J. Simmons, P. Berrisford, P. Poli, S. Kobayashi, U. Andrae, M. A. Balmaseda, G. Balsamo, P. Bauer, P. Bechtold, A. C. M. Beljaars, L. Van De Berg, J. Bidlot, N. Bormann, C. Delsol, R. Dragani, M. Fuentes, A. J. Geer, L. Haimberger, S. B. Healy, H. Hersbacha, E. V. Hólm, L. Isaksen, P. Kållberg, M. Köhler, M. Matricardi, A. P. McNally, B. M. Monge-Sanz, J.-J. Morcrette, B.-K. Park, C. Peubey, P. De Rosnay, C. Tavolato, J.-N. Thépaut, F. Vitart, "The ERA-Interim Reanalysis: Configuration and Performance of the Data Assimilation System", *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 2011, vol. 137, no. 656, pp. 553-597.

[Dee et NCAR, 2017] D.P. Dee, National Center for Atmospheric Research, ">The Climate data Guide: ERA-Interim", Septembre 2017. [Online]
<https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/era-interim>

[Doviak et Zrnicek, 1993] J. D. Doviak, D. S. Zrnicek, "Doppler Radar and Weather Observations", 2nd edition, Academic Press, San Diego, California, 1993.

[ECMWF Web API, 2016] ECMWF Web API Home, Juillet 2016. [Online]
<https://software.ecmwf.int/wiki/display/WEBAPI/ECMWF+Web+API+Home>

[Fayon et al., 2016] G. Fayon, L. Féral, L. Castanet, X. Boulanger, N. Jeannin, "A New Metric Taking Into Account Statistical Variability for Testing Rain Attenuation or Rainfall Rate Statistical Models", *10th European Conference on Antennas and Propagation, European Association on Antennas and Propagation*, Davos (Suisse), Avril 2016.

[Fayon et al., 2017 (1)] G. Fayon, L. Féral, L. Castanet, X. Boulanger, N. Jeannin, "A New Metric Taking Into Account Statistical Variability for Testing Rain Attenuation or Rainfall Rate Statistical Models", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2017. **[prévue]**

[Fayon et al., 2017 (2)] G. Fayon, L. Féral, L. Castanet, N. Jeannin, X. Boulanger, "Use of WRF to Emulate Site Diversity Schemes in South of France", *XXXIInd General Assembly and Scientific Symposium of the International Union of Radio Science*, Montréal (Québec, Canada), Août 2017.

[Fayon et al., 2017 (3)] G. Fayon, L. Féral, L. Castanet, N. Jeannin, X. Boulanger, "Use of WRF to Emulate Site Diversity Schemes in South of France", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2017. **[prévue]**

[Fayon et al., 2017 (4)] G. Fayon, L. Féral, L. Castanet "Characterization of the Space Ccorrelation Function of the Ka and Q/V band Tropospheric Propagation Channel to Predict Site Diversity for High Throughput Satellite Systems", *23rd Ka and Broadband Communications Conference*, Trieste (Italie), Octobre 2017.

[Feingold et Levin, 1986] G. Feingold, Z. Levin, "The Lognormal Fit to Raindrop Spectra from Frontal Convective Clouds in Israel", *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 1986, vol. 25, pp. 1346-1363.

[Féral et al., 2000] L. Féral, F. Mesnard, H. Sauvageot, L. Castanet, J. Iemorton, "Rain Cells Shape and Orientation Distribution in South", *Physics and Chemistry of the Earth – Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, 2000, vol. 25, no. 10-12, pp. 1073-1078.

[Freyer, 2008] D. Freyer, "Ka-band: Ready to Make a Business Impact?", *Via Satellite Magazine*, 2008, vol. 23, no. 9, pp. 26-32.

- [Garcia et al., 2010]** P. Garcia del Pino, A. Rocha, J. M. Riera, J. M. Garcia Rubia, A. Benarroch, "Joint Statistics of Rain Attenuation at 20 GHz in Madrid and Aveiro", *IEEE Antennas Wireless Propagation Letters*, 2010, vol. 9, pp. 799-802.
- [Garcia et al., 2014]** P. Garcia del Pino, A. Benarroch, J. M. Riera, "Large-scale Correlation of Rainfall Rate Based on Data from Spanish Sites", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2014, vol. 33, no. 1, pp. 43-56.
- [Giannone et al., 1985]** B. Giannone, E. Saggese, E. Matricciani, A. Paraboni, "The ITALSAT Propagation Experiment", *Space Communications Broadcasting*, 1985, vol. 3, pp. 221-231.
- [Gibbins et Walden, 2003]** C.J. Gibbins, C.J. Walden, "A Study Into The Derivation of Improved Rain Attenuation Regression Coefficients", *Radio Communications Research Unit*, 2003, no. AY4359.
- [Goldhirsh et al., 1997]** G. Goldhirsh, B.H. Musiani, A.W. Dissanayake, "Three-Site Space-Diversity Experiment at 20 GHz using ACTS in the Eastern United States", *Proceedings IEEE*, 1997, vol. 85, no. 6, pp.970-980.
- [Grémont, 2002]** B.C. Grémont, "Simulation of Rainfield Attenuation for Satellite Communications Networks", *1st International Workshop COST Action 280 – Propagation Impairment Mitigation for Millimeter Wave Radio Systems*, 2002.
- [Grémont et Filip, 2004]** B.C. Grémont, M. Filip, "Spatio-Temporal Rain Attenuation Model for Application to Fade Mitigation Techniques", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2004, vol. 52, no. 5, pp. 1245-1256.
- [Gunn et East, 1954]** K.L.S. Gunn, T.W.R. East, "The Microwave Properties of Precipitation Particles", *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 1954, vol. 80, no. 346, pp. 522-545.
- [Hahn, 2009]** D.W. Hahn, "Light Scattering Theory", *Department of Mechanical and Aerospace Engineering*, University of Florida, July 2009.
- [Harrold et Austin, 1974]** T.W. Harrold, P.M. Austin, "The Structure of Precipitation Systems: A Review", *Journal de Recherches Atmosphériques*, 1974, vol. 8, no. 1-2, pp. 41-57.

[Hodge, 1974] D. B. Hodge, "Path Diversity for Reception of Satellite Signals", *Journal de Recherches Atmosphériques*, 1974, vol. 8, pp. 443-449.

[Hodge, 1976] D. B. Hodge, "An Empirical Relationship for Path Diversity Gain", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 1976, vol. 24, pp. 250-251.

[Hodge, 1978] D. B. Hodge, "Path Diversity for Earth-Space Communication Links", *Radio Science*, 1978, vol. 13, no. 3, pp. 481-487.

[Hodge, 1982] D. B. Hodge, "An Improved Model for Diversity Gain on Earth-Space Propagation", *Radio Science*, 1982, vol. 17, no. 6, pp. 1393-1399.

[Hogg, 1967] D. Hogg, "Path Diversity in Propagation of Millimeter Waves through Rain", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 1967, vol. 15, no. 3, pp.410-415.

[Ito et al., 2006] C. Ito, T. Ishikawa, Y. Hosoya, "A Study on Global Prediction Method For Site Diversity Improvement using Thunderstorm Ratio as a Regional Climatic Parameter", *1st European Conference on Antennas and Propagation, European Association on Antennas and Propagation*, Nice (France), Octobre 2006.

[ITU-R P.311-15] ITU-R Recommendation ITU-R P.311-15, "Acquisition, Presentation and Analysis of Data in Studies of Radiowave Propagation", Geneva, 2015.

[ITU-R P.618-12] ITU-R Recommendation P.618-12, "Propagation Data and Prediction Methods Required for the Design of Earth-Space Telecommunication Systems", Geneva, 2015.

[ITU-R P.676-11] ITU-R Recommendation ITU-R P.676-11, "Attenuation by Atmospheric Gases", Geneva, 2016.

[ITU-R P.678-3] ITU-R Recommendation ITU-R P.678-3, "Characterization of the Variability of Propagation Phenomena and Estimation of the Risk Associated with Propagation Margin", Geneva, 2015.

[ITU-R P.837-6] ITU-R Recommendation ITU-R P.837-6, "Characteristics of Precipitation for Propagation Modelling", Geneva, 2012.

[ITU-R P.838-3] ITU-R Recommendation ITU-R P.838-3, "Specific Attenuation for Rain for Use in Prediction Methods", Geneva, 2005.

[ITU-R P.839-4] ITU-R Recommendation ITU-R P.839-4, "Rain Height Model for Prediction Methods", Geneva, 2013.

[ITU-R P.840-6] ITU-R Recommendation ITU-R P.840-6, "Attenuation due to Clouds and Fog", Geneva, 2013.

[ITU-R P.1057-4] ITU-R Recommendation ITU-R P.1057-4, "Probability Distributions Relevant to Radiowave Propagation Modelling", Geneva, 2015.

[ITU-R P.1410-5] ITU-R Recommendation ITU-R P.1410-5, "Propagation Data and Prediction Methods Required for the Design of Terrestrial Broadband Radio Access Systems Operating in a Frequency Range from 3 to 60 GHz", Geneva, 2012.

[ITU-R P.1853-1] ITU-R Recommendation ITU-R P.1853, "Tropospheric Attenuation Time series Synthesis", Geneva, 2012.

[Jeannin et al., 2012] N. Jeannin, L. Féral, H. Sauvageot, L. Castanet, F. Lacoste, "A Large-Scale Space-Time Stochastic Simulation Tool of Rain Attenuation for the Design and Optimization of Adaptive Satellite Communication Systems Operating between 10 and 50 GHz", *International Journal of Antennas and Propagation*, 2012.

[Jeannin et al., 2013] N. Jeannin, X. Boulanger, L. Féral, L. Castanet and F. Lacoste, "Inter-Annual Variability, Risk and Confidence Intervals Associated with Propagation Statistics. Part I: Theory of Estimation", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2014, vol. 32, pp. 407-421.

[Jeannin et al., 2014 (1)] N. Jeannin, L. Castanet, J. Radzik, M. Bousquet, B. Evans, P. Thompson, "Smart Gateways for Terabit/s Satellite", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2014, vol. 32, no. 2, pp. 93-106.

[Jeannin et al., 2014 (2)] N. Jeannin, M. Outeiral, L. Castanet, C. Pereira, D. Vanhoenacker-Janvier, C. Riva, C. Capsoni, L. Luini, M. Cossu, A. Martellucci, "Atmospheric Channel Simulator for the Simulation of Propagation Impairments for Ka Band Data Downlink", *8th European Conference on Antennas and Propagation (EUCAP 2014)*, La Hague (Pays-Bas), Avril 2014.

[Jeannin et al., 2014 (3)] N. Jeannin, M. Outeiral, L. Castanet, C. Capsoni, L. Luini, C. Riva, D. Vanhoenacker-Janvier, C. Pereira, "Channel Modelling for Design of Earth Observations Ka-band Data Downlink Systems – TN 4 Simulator Description and test Document", ESA-ESTEC, Novembre 2014.

[Kanellopoulos et al., 2000] J.D. Kanellopoulos, A.D. Panagopoulos, S.N. Livieratos, "A Comparison of Co-polar and Co-channel Satellite Interference Prediction Models with Experimental Results at 11.6 GHz and 20 GHz", *International Journal of Satellite Communications*, 2000, vol. 18, no. 2, pp.107-120.

[Karagiannis et al., 2012] G.A. Karagiannis, A.D. Panagopoulos, J.D. Kanellopoulos, "Multidimensional Rain Attenuation Stochastic Dynamic Modeling: Application to Earth-Space Diversity Systems", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2012, vol. 60, no. 11, pp. 5400-5411.

[Kitzmiller et al., 2002] H.D. Kitzmiller, G.F. Samplatsky, C. Mello, "Probabilites Forecasts of Severe Local Storms in the 0-3 hour Timeframe from an Advective-Statistical Technique", *19th Conference on Weather Analysis and Forecasting / 15th Conference on Numerical Weather Prediction*, San Antonio, USA, August 2002.

[Kozu et Nakamura, 1991] T. Kozu, K. Nakamura, "Rainfall Parameter Estimation from Dual-Radar Measurements Combining Reflectivity Profile and Path-Integrated Attenuation", *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 1991, vol. 8, pp. 259-270.

[Kyrgiazos et al., 2014] A. Kyrgiazos, B. Evans, P. Thompson, T. Mathiopoulos, S. Papaharalabos, "A Tb/s Satellite System for European Broadband Access: A Feasibility Study: Special Issue on Main Results of Call-off Order 1 in SatNEx III", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2014, vol. 32, no. 2, pp. 63-92.

[Lacoste et al., 2005 (1)] F. Lacoste, M. Bousquet, L. Castanet, F. Cornet, J. Lemorton, "Improvement of the ONERA/CNES Rain Attenuation Time Series Synthesizer and Validation of the Dynamic Characteristics of the Generated Fade Events", *Space Communications Journal*, 2005, vol. 20, no. 1-2.

[Lacoste et al., 2005, (2)] F. Lacoste, M. Bousquet, L. Castanet, F. Cornet, J. Lemorton, "Event-Based Analysis of Rain Attenuation Time Series Synthesizers for the Ka-band Satellite Propagation Channel", *ClimDiff Conference*, Cleveland (Ohio, États-Unis), Septembre 2005.

- [**Laws et Parsons, 1943**] J. Laws, D. Parsons, "The Relation of Raindrop-Size to Intensity", *Transactions of American Geophysical Union*, 1943, vol. 24, no. 2, pp. 452-460.
- [**Lemorton et al., 2008**] J. Lemorton, L. Castanet, G. Blarzino, G. Carrié, D. Vanhoenacker-Janvier, B. Montenegro-Villacieros, D. Wendland, A. Martellucci, "Global Archive of Propagation Measurements for Satellite Communication Systems", *ESA Workshop on Radiowave Propagation*, Noordwijk (Pays-Bas), 2008.
- [**Lether, 1992**] F.G. Lether, "Elementary Approximation for erf(X)", *Journal of Quantitative Spectroscopy and Radiative Transfer*, 1993, vol. 49, no. 5, pp. 573-577.
- [**Lin, 1973**] S.H. Lin, "Statistical Behavior of Rain Attenuation", *The Bell System Technical Journal*, 1973, vol. 52, no. 4, pp. 557-581.
- [**Lin, 1975**] S.H. Lin, "A Method for Calculating Rain Attenuation on Microwave Paths", *The Bell System Technical Journal*, 1975, vol. 54, no. 6, pp. 1051-1086.
- [**Luglio et al., 2002**] M. Luglio, R. Mancini, C. Riva, A. Paraboni, F. Barbaliscia, "Large Scale Site Diversity for Satellite Communications Networks", *International Journal of Satellite Communications*, 2002, vol. 20, no. 4, pp. 251-260.
- [**Luini et al., 2011**] L. Luini, N. Jeannin, C. Capsoni, A. Paraboni, C. Riva, L. Castanet, J. Lemorton, "Weather Radar Data for Site Diversity Predictions and Evaluation of the Impact of Rain Field Advection", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 2011, vol. 29, pp. 79-96.
- [**Luini et al., 2013**] L. Luini, C. Riva, C. Capsoni, "Reduced Liquid Water Content for Cloud Attenuation Prediction: the Impact of Temperature", *Electronic Letters*, 2013, vol. 49, no. 20, pp. 1259-1261.
- [**Maitra et Gibbins, 1995**] A. Maitra, C. Gibbins, "Inference of Raindrop Size Distributions from Measurements of Rainfall Rate and Attenuation at Infrared Wavelengths", *Radio Science*, 1995, vol. 30, no. 4, pp. 931-941.
- [**Manabe et al., 1984**] T. Manabe, T. Ihara, Y. Furuhashi, "Inference of Raindrop Size Distribution from Attenuation and Rain Rate Measurements", *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 1984, vol. 32, no. 5, pp. 474-478.

[Marshall et Palmer, 1948] J. Marshall, W. McK. Palmer, "The Distribution of Raindrops with Size", *Journal of Meteorology*, 1948, vol. 5, no. 4, pp. 165-166.

[Maseng et Bakken, 1981] T. Maseng, P.M. Bakken, "A Stochastic Dynamic Model of Rain Attenuation", *IEEE Transaction on Communications*, 1981, vol. 29, no.5, pp. 660-669.

[Matricciani, 1983] E. Matricciani, "An orbital diversity model for earth to space links under rain and comparisons with site diversity", *Radio Science*, 1983, vol. 18, no. 4, pp. 583–588.

[Matricciani, 1993] E. Matricciani, "Prediction of Rain Attenuation in Slant Paths in Equator Areas : Application of the Two Layer Rain Models", *Electronic Letters*, 1993, vol. 29, pp. 72-73.

[Matricciani, 1994] E. Matricciani, "Prediction of Site Diversity Performance in Satellite Communications Systems Affected by Rain Attenuation : Extension of the Two Layer Rain Model", *European Transactions on Telecommunications*, 1994, vol. 5, pp. 327-336.

[Matricciani, 1997] E. Matricciani, "Prediction of Orbital Diversity Performance in Satellite Communication Systems Affected by Rain Attenuation", *International Journal of Satellite Communications and Networking*, 1997, vol. 15, no. 2, pp. 45-50.

[Mattioli et al., 2009] V. Mattioli, P. Basili, S. Bonafoni, P. Ciotti, E.R. Westwater, "Analysis and Improvements of Cloud Models for Propagation Studies", *Radio Science*, 2009, vol. 44, no. 2.

[Nebuloni et al., 2014] R. Nebuloni, C. Capsoni, M. Luccini, "Advanced Time Series Synthesizer for Simulation of Joint Rain Attenuation Conditions", *Radio Science*, 2014.

[Oguchi, 1983] T. Oguchi, "Electromagnetic Wave Propagation and Scattering in Rain and Other Hydrometeors", *Proceedings of the IEEE*, 1983, vol. 71, no. 9, pp. 1029-1078.

[OPEX, 1994] J. P. V. Poiaraes Baptista, P. G. Davies, B. Amaya-Rastburg, F. Barbaliscia, J. Belshaw, G. Brussaard, T. Chung, L. Coevering, B. Danielsson, F. Dintelmann, "OPEX - Volume 1: Reference Book on Attenuation Measurement and Prediction", *Second Workshop of the OLYMPUS Propagation Experimenters*, WPP-083, ESA/ESTEC, Noordwijk, Netherlands, 1994.

[Outeiral-Garcia et al., 2013] M. Outeiral, N. Jeannin, L. Féral, L. Castanet, "Use of WRF Model to Characterize Propagation Effects in the Troposphere", *7th European Conference on Antennas and Propagation, European Association on Antennas and Propagation*, Göteborg (Suède), Avril 2013.

[Panagopoulos et al., 2002] A.D. Panagopoulos, S.N. Livieratos, J.D. Kanellopoulos, "Interference Analysis Applied to a Double Site Diversity Earth-Space System: Rain Height Effects and Simple Regression-Derived Formulas", *Radio Science*, 2002, vol. 37, no. 6.

[Paraboni et al., 2002] A. Paraboni, C. Riva, L. Valbonesi, M. Mauri, "Eight Years of ITALSAT Copolar Attenuation Statistics at Spino D'Adda", *Space Communications*, 2002, vol. 18, no. 1, pp. 59-64.

[Ray, 1972] P. Ray, "Broadband Complex Refractive Indices of Ice and Water", *Applied Optics*, 1972, vol. 11, no. 8, pp. 1836-1844.

[Riva, 2004] C. Riva, " Seasonal and Diurnal Variations of Total Attenuation Measured with the ITALSAT Satellite at Spino d'Adda at 18.7, 39.6 and 49.5 GHz", *International Journal of satellite Communications and Networking*, 2004, vol. 22, no. 7, pp. 449-476.

[Riva et al., 2016] C. Riva, L. Luini, C. Capsoni, M. D'Amico, R. Nebuloni, G. Codispoti, E. Russo, G. Parca, J. Nessel, "Preliminary Results from the ASI and NASA Alphasat Experimental Equipment", *22nd Ka and Broadband Communications Conference*, Cleveland (États-Unis), Octobre 2016.

[Rytir et al., 2015] M. Rytir, P.A. Grotthing, T. Tjelta, L.E. Bråten, C. Riva, "Three-Site Diversity on Low-Elevation 20 GHz Links in Norway", *21st Ka and Broadband Communications Conference*, Bologne (Italie), Octobre 2015.

[Rytir et Bråten, 2016] M. Rytir, E. Bråten, "Microdiversity on a 20 GHz Slant Path in Norway", *10th European Conference on Antennas and Propagation, European Association on Antennas and Propagation*, Davos (Suisse), Avril 2016.

[Salonen et Uppala, 1991] E. Salonen, S. Uppala, "New Prediction Method of Cloud Attenuation", *Electronics Letters*, 1991, vol. 27, no. 12, pp. 1106-1108.

[Salonen et al., 1992] E. Salonen, S. Karhu, P. Jokela, W. Zhang et al., "Modelling and Calculation of Atmospheric Attenuation for Low-Fade Margin Satellite Communications", *ESA Journal*, 1992, vol. 16, no. 3, pp. 299-316.

[Sauvageot, 1992] H. Sauvageot, "Radar Meteorology", Artech House, 1992.

[Sauvageot, 1994] H. Sauvageot, "The Probability Density Function of Rain Rate and the Estimation of Rainfall by Area Integrals", *American Meteorological Society*, 1994.

[Sekhon et Srivastava, 1970] R. S. Sekhon, R. C. Srivastava, "Snow Size Spectra and Radar Reflectivity", *Journal of the Atmospheric Sciences*, 1970, vol. 27, pp. 299-307.

[Sempere Torres et al., 1994] D. Sempere Torres, J. M. Porrà, J.-D. Creutin, "A General Formulation for Raindrop Size Distribution", *Journal of Applied Meteorology*, 1994, vol. 33, pp. 1494-1502.

[Skamarock, 2004] W.C. Skamarock, "Evaluating Mesoscale NWP Models using Kinetic Energy Spectra", *Monthly Weather Review*, 2004, vol. 132, no. 12, pp. 3019-3032.

[Skamarock et al., 2004] W.C. Skamarock, J.B. Klemp, J. Dudhia, D.O. Gill, D.M. Barker, M.G. Duda, X.-Y. Huang, W. Wang, J.G. Powers, "A Description of the Advanced Research WRF Version 3", *NCAR Technical Note NCAR/TN-475+STR*, 2008, 125 pp., DOI:10.5065/D68S4MVH.

[Skinnemoen, 1998] H. Skinnemoen, "Gateway Diversity in Ka-band Systems", *Fourth Ka-Band Utilization Conference*, Venise (Italie), Novembre 1998.

[Sokol, 2006] Z. Sokol, "Nowcasting of 1 h Precipitation using Radar and NWP Data", *Journal of Hydrology*, 2006, vol. 328, pp. 200-211.

[Taylor, 1935] G.I. Taylor, "Statistical Theory of Turbulence", *Proceedings of the Royal Society of London*, 1935, vol. 151, no. 873, pp. 421-444.

[Thompson, 2007] A. M. Thompson, "Simulating the Adiabatic Ascent of Atmospheric Air Parcels using the Cloud Chamber", *Department of Meteorology*, Penn State, 2007.

[Tokay et Short, 1996] A. Tokay, D. A. Short, "Evidence from Tropical Raindrop Spectra of the Origin of Rain from Stratiform versus Convective Clouds", *Journal of Applied Meteorology*, 1996, vol. 35, pp. 355-371.

[Uijlenhoet, 2001] R. Uijlenhoet, "Raindrop Size Distributions and Radar Reflectivity – Rain Rate Relationships for Radar Hydrology", *Hydrology and Earth System Sciences*, 2001, vol. 5, no. 4, pp. 615-627.

[Ulbrich, 1983] C. W. Ulbrich, "Natural Variations in the Analytical Form of the Raindrop Size Distributions", *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 1983, vol. 22, pp. 1764-1775.

[Ulbrich et Atlas, 1998] C. W. Ulbrich, D. Atlas, "Rainfall Microphysics and Radar Properties: Analysis Methods for Drop Size Spectra", *Journal of Applied Meteorology*, 1998, vol. 37, pp. 912-923.

[Van De Hulst, 1981] H.C. Van De Hulst, "Light Scattering by Small Particles", *Dover*, New York, 1981.

[Van Der Vaart et Wellner, 2000] A.W. Van Der Vaart, J.A. Wellner, "Weak Convergence and Empirical Processes: With Applications to Statistics", 2nd edition, Springer, 2000.

[Watson et al., 2002] R.J. Watson, A. Page, P.A. Watson, "Time-series of Attenuation on EHF and SHF Fixed Satellite Derived from Meteorological and Forecast Data", *IEEE Seminar on Personnal Broadband Satellite*, Londres (Royaume-Uni), Janvier 2002.

[Willis et Evans, 1988] M. J. Willis, B. G. Evans, "Fade Countermeasures at Ka-band for OLYMPUS", *International Journal of Satellite Communications*, 1988, vol. 6, pp. 301-311.

[Willis et Tattelman, 1989] P. T. Willis, P. Tattelman, "Drop-Size Distributions Associated with Intense Rainfall", *Journal of Applied Meteorology*, 1989, vol. 28, pp. 3-15.

[WRF, 2014 (1)] University Corporation for Atmospheric Research, WRF-ARW Online Tutorial, Mai 2014. [Online]
<http://www2.mmm.ucar.edu/wrf/OnLineTutorial/Basics/WRF/namelist.input.htm>

[WRF, 2014 (2)] J. Michalakes, G. Dave, WRF Tutorial, Juillet 2014. [Online]
http://www2.mmm.ucar.edu/wrf/users/tutorial/201407/Wednesday/4_gill_registry.pdf

[Zhang et al., 2001] G. Zhang, J. Vivekanandan, E. Brandes, "A Method for Estimating Rain Rate and Drop Size Distribution from Polarimetric Radar Measurements", *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2001, vol. 39, no. 4, pp. 830-841.

Annexes

Annexe 1

Outils mathématiques

A1.1	Distribution cumulative d'une loi normale bivariée	260
A1.2	Conversion de la matrice de corrélation R_A en matrice de corrélation R_G dans le cas de l'utilisation du modèle ML-SD	264
A1.2.1	Formalisme mathématique	264
A1.2.2	Code MATLAB	266

A1.1 Distribution cumulative d'une loi normale bivariée

Soient G_i et G_j deux processus gaussiens centrés et réduits, corrélés par un facteur $\rho_{G_{ij}}$ tel que $\mathbb{E}[G_i G_j] = \rho_{G_{ij}}$. Pour deux seuils G_i^* et G_j^* donnés, on définit la distribution cumulative d'une loi normale bivariée $\Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*) = P(G_i > G_i^*, G_j > G_j^*)$ conformément à :

$$\Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*) = \int_{G_i^*}^{+\infty} \int_{G_j^*}^{+\infty} \varphi(\rho_{G_{ij}}, g_i, g_j) dg_i dg_j \quad (\text{A1.1})$$

en notant $\varphi(\rho_{G_{ij}}, g_i, g_j)$ la densité de probabilité de la loi normale bivariée telle que :

$$\varphi(\rho_{G_{ij}}, g_i, g_j) = \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - \rho_{G_{ij}}^2}} e^{-\frac{g_i^2 + g_j^2 - 2\rho_{G_{ij}} g_i g_j}{2(1 - \rho_{G_{ij}}^2)}} \quad (\text{A1.2})$$

L'expression (A1.1) de la distribution cumulative de la loi normale bivariée $\Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*)$ se réécrit :

$$\begin{aligned} \Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*) &= \int_{G_i^*}^{+\infty} \int_{G_j^*}^{+\infty} \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - \rho_{G_{ij}}^2}} e^{-\frac{g_i^2}{2}} e^{-\left(\frac{g_j - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1 - \rho_{G_{ij}}^2)}}\right)^2} dg_i dg_j \\ &= \int_{G_i^*}^{+\infty} \frac{1}{\pi \sqrt{2}} e^{-\frac{g_i^2}{2}} \left(\int_{G_j^*}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2(1 - \rho_{G_{ij}}^2)}} e^{-\left(\frac{g_j - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1 - \rho_{G_{ij}}^2)}}\right)^2} dg_j \right) dg_i \end{aligned} \quad (\text{A1.3})$$

Rappelant que :

$$\operatorname{erfc}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_x^{+\infty} e^{-u^2} du \quad (\text{A1.4})$$

il en résulte :

$$\begin{aligned} \int_{G_j^*}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}} e^{-\left(\frac{g_j - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}}\right)^2} dg_j &= \int_{\frac{G_j^* - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}}}^{+\infty} e^{-u^2} du \\ &= \frac{\sqrt{\pi}}{2} \operatorname{erfc}\left(\frac{G_j^* - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}}\right) \end{aligned} \quad (\text{A1.5})$$

Dès lors :

$$\Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*) = \int_{G_i^*}^{+\infty} \frac{1}{\pi\sqrt{2}} e^{-\frac{g_i^2}{2}} \frac{\sqrt{\pi}}{2} \operatorname{erfc}\left(\frac{G_j^* - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}}\right) dg_i \quad (\text{A1.6})$$

et donc :

$$\Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*) = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} \int_{G_i^*}^{+\infty} e^{-\frac{g_i^2}{2}} \operatorname{erfc}\left(\frac{G_j^* - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}}\right) dg_i \quad (\text{A1.7})$$

En posant :

$$X = \frac{G_j^* - \rho_{G_{ij}} g_i}{\sqrt{2(1-\rho_{G_{ij}}^2)}} \quad (\text{A1.8})$$

(A1.7) se réécrit :

$$\Phi(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^*) = K \int_{-\infty}^{X_M} e^{-UX^2 + VX + W} \operatorname{erfc}(X) dX \quad (\text{A1.9})$$

avec :

$$\left\{ \begin{array}{l} X_M = \frac{G_j^* - \rho_{Gij} G_i^*}{\sqrt{2(1 - \rho_{Gij}^2)}} \\ U = \frac{1 - \rho_{Gij}^2}{\rho_{Gij}^2} \\ V = \frac{G_j^*}{\rho_{Gij}} \sqrt{2U} \\ W = -\frac{G_j^{*2}}{2\rho_{Gij}^2} \\ K = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{U}{\pi}} \end{array} \right. \quad (A1.10)$$

et en suivant l'approximation de la fonction $erfc$ de [Lether, 1992], deux cas sont à considérer. Si $X_M \leq 0$, l'approximation utilisée est :

$$erfc(x) \approx 2 - \omega_1 e^{-ax^2 + b_1 x} - \omega_2 e^{-ax^2 + b_2 x} \quad (A1.11)$$

avec :

$$\left\{ \begin{array}{l} a = \frac{653}{720} \\ \omega_1 = \frac{928}{1175} \\ b_1 = \frac{4532}{6043} \\ \omega_2 = 1 - \omega_1 \\ b_2 = \frac{\frac{2}{\sqrt{\pi}} - b_1 \omega_1}{1 - \omega_1} \end{array} \right. \quad (A1.12)$$

Par ailleurs, en utilisant :

$$\int e^{-\frac{ax^2 - bx - c}{d}} dx = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\pi d}{a}} e^{\frac{b^2}{4ad} + \frac{c}{d}} \operatorname{erf}\left(\frac{2ax - b}{2\sqrt{ad}}\right) \quad (A1.13)$$

il vient :

$$\begin{aligned} \Phi \left(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^* \right)_{X_M \leq 0} &= K \sqrt{\frac{\pi}{U}} e^{\frac{V^2}{4U} + W} \operatorname{erfc} \left(\frac{V - 2UX_M}{2\sqrt{U}} \right) \\ &\quad - \frac{K\omega_1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{U_1}} e^{\frac{V_1^2}{4U_1} + W} \operatorname{erfc} \left(\frac{V_1 - 2U_1X_M}{2\sqrt{U_1}} \right) \\ &\quad - \frac{K\omega_2}{2} \sqrt{\frac{\pi}{U_1}} e^{\frac{V_2^2}{4U_1} + W} \operatorname{erfc} \left(\frac{V_2 - 2U_1X_M}{2\sqrt{U_1}} \right) \end{aligned} \quad (\text{A1.14})$$

avec :

$$\begin{cases} U_1 = U + a \\ V_1 = V + b_1 \\ V_2 = V + b_2 \end{cases} \quad (\text{A1.15})$$

Si $X_M > 0$, l'approximation utilisée est :

$$\operatorname{erfc}(x) \approx \omega_1 e^{-ax^2 + b_1x} + \omega_2 e^{-ax^2 + b_2x} \quad (\text{A1.16})$$

Les valeurs $a, b_1, b_2, \omega_1, \omega_2$ sont les mêmes que celles détaillées dans la relation (A1.12).
Dès lors :

$$\begin{aligned} \Phi \left(\rho_{G_{ij}}, G_i^*, G_j^* \right)_{X_M > 0} &= \frac{K\omega_1}{2} \sqrt{\frac{\pi}{U_1}} e^{\frac{V_1^2}{4U_1} + W} \left[\operatorname{erfc} \left(\frac{V_1 - 2U_1X_M}{2\sqrt{U_1}} \right) - \operatorname{erfc} \left(\frac{V_1}{2\sqrt{U_1}} \right) \right] \\ &\quad + \frac{K\omega_2}{2} \sqrt{\frac{\pi}{U_1}} e^{\frac{V_2^2}{4U_1} + W} \left[\operatorname{erfc} \left(\frac{V_2 - 2U_1X_M}{2\sqrt{U_1}} \right) - \operatorname{erfc} \left(\frac{V_2}{2\sqrt{U_1}} \right) \right] \end{aligned} \quad (\text{A1.17})$$

avec :

$$\begin{cases} U_1 = U + a \\ V_1 = V - b_1 \\ V_2 = V - b_2 \end{cases} \quad (\text{A1.18})$$

A1.2 Conversion de la matrice de corrélation R_A en matrice de corrélation R_G dans le cas de l'utilisation du modèle ML-SD

A1.2.1 Formalisme mathématique

L'analyse des statistiques du second ordre du générateur de séries temporelles d'atténuation due à la pluie loi mixte Dirac/log-normale dans [Boulanger et al., 2013 (1)] a permis de développer une procédure permettant de convertir les fonctions de corrélation temporelle $c_A(\Delta t)$ des processus d'atténuations $A(t)$ en fonctions de corrélation temporelle $c_G(\Delta t)$ des processus Gaussiens sous-jacent $G(t)$. Cette procédure, notamment détaillée dans les sections II-C et III-C de [Boulanger et al., 2013 (1)] peut être adaptée dans la cadre d'une conversion des corrélations spatiales, objet de la présente section.

Soit $A_i(t)$ et $A_j(t)$ deux processus d'atténuation due à la pluie générés à partir du modèle ML-SD décrit dans le chapitre 1, section 1.3.2.4. Pour $k \in \{i, j\}$, soient P_{0,A_k} la probabilité que la liaison k soit atténuée et $m_{\ln(A_k),c}$ et $\sigma_{\ln(A_k),c}$ la moyenne et l'écart-type caractérisant la PDF conditionnelle log-normale $p(A_k/A_k > 0)$. Soit $[R_A]_{ij}$ le coefficient de corrélation spatiale liant les processus $A_i(t)$ et $A_j(t)$ et $[R_G]_{ij}$ le coefficient de corrélation spatiale liant les processus Gaussiens sous-jacents $G_i(t)$ et $G_j(t)$. Par définition du coefficient $[R_A]_{ij}$:

$$[R_A]_{ij} = \frac{\mathbb{E}[A_i A_j] - \mathbb{E}[A_i] \mathbb{E}[A_j]}{\sqrt{\mathbb{E}[A_i^2] - \mathbb{E}[A_i]^2} \sqrt{\mathbb{E}[A_j^2] - \mathbb{E}[A_j]^2}} \quad (\text{A1.19})$$

avec, pour $k \in \{i, j\}$:

$$\mathbb{E}[A_k] = P_{0,A_k} e^{m_{\ln(A_k),c} + \sigma_{\ln(A_k),c}^2 / 2} \quad (\text{A1.20})$$

$$\mathbb{E}[A_k^2] = P_{0,A_k} e^{2(m_{\ln(A_k),c} + \sigma_{\ln(A_k),c}^2)} \quad (\text{A1.21})$$

et :

$$\mathbb{E}[A_i A_j] = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} a_i a_j p([R_A]_{ij}, a_i, a_j) da_i da_j \quad (\text{A1.22})$$

où $p([R_A]_{ij}, a_i, a_j)$ est la densité de probabilité jointe des processus d'atténuation due à la pluie $A_i(t)$ et $A_j(t)$. Par équivalence entre les processus $A_i(t)$ et $A_j(t)$ et les processus Gaussiens sous-jacents $G_i(t)$ et $G_j(t)$ qui leur sont associés (cf. section 1.3.3.2 du chapitre 1), centrés, réduits et de coefficient de corrélation spatiale $[R_G]_{ij}$, on a [Boulanger et al., 2013 (1)] :

$$\mathbb{E}[A_i A_j] = \int_{G_{0,i}}^{+\infty} \int_{G_{0,j}}^{+\infty} F(g_i) F(g_j) \varphi([R_G]_{ij}, g_i, g_j) dg_i dg_j \quad (\text{A1.23})$$

où $\varphi([R_G]_{ij}, g_i, g_j)$ est la densité de probabilité de la loi normale bivariée définie par la relation (A1.2) et :

$$G_{0,k} = \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1}(2P_{0,A_k}) \quad (\text{A1.24})$$

$$F(g_k) = \exp \left(\sigma_{\ln(A_k),c} \sqrt{2} \operatorname{erfc}^{-1} \left(\frac{\operatorname{erfc} \left(\frac{g_k}{\sqrt{2}} \right)}{P_{0,A_k}} \right) + m_{\ln(A_k),c} \right) \quad (\text{A1.25})$$

L'inversion numérique de la relation (A1.23) permet alors de convertir les coefficients de corrélation spatiale d'atténuation due à la pluie $[R_A]_{ij}$ en coefficients de corrélation spatiale des processus Gaussiens sous-jacents $[R_G]_{ij}$.

A1.2.2 Code MATLAB

Le code MATLAB présenté ci-dessous permet de convertir une corrélation spatiale d'atténuation due à la pluie $[R_A]_{ij}$ en coefficient de corrélation spatiale des processus Gaussiens sous-jacents $[R_G]_{ij}$.

```
function rhoG_interp =
rhoA2rhoG_MixedLaw(mlnAc1,slnAc1,P01,mlnAc2,slnAc2,P02,rhoA_interp)

P01 = P01./100;
P02 = P02./100;

mA1 = exp(mlnAc1+0.5.*slnAc1.*slnAc1).*P01;
mA21 = exp(2*mlnAc1+2.*slnAc1.*slnAc1).*P01;
sA1 = sqrt(mA21-mA1.*mA1);
mA2 = exp(mlnAc2+0.5.*slnAc2.*slnAc2).*P02;
mA22 = exp(2*mlnAc2+2.*slnAc2.*slnAc2).*P02;
sA2 = sqrt(mA22-mA2.*mA2);

rhoG = [0.1:0.01:0.9]';
I = zeros(length(rhoG),1);
h = waitbar(0,'Numerical integration in progress. Please wait...');
for ii=1:length(rhoG)
    waitbar(ii/length(rhoG))
    I(ii,:) = rhoG2rhoA(mlnAc1,slnAc1,P01,mlnAc2,slnAc2,P02,rhoG(ii));
end
close(h)

rhoA = (I-mA1.*mA2)./sA1./sA2;

rhoG_interp = interp1(rhoA,rhoG,rhoA_interp,'linear')

%%%%
function rhoA = rhoG2rhoA(mlnAc1,slnAc1,P01,mlnAc2,slnAc2,P02,rhoG)
pmax = 1e-12;
alpha1 = sqrt(2).*erfcinv(2.*P01);
alpha2 = sqrt(2).*erfcinv(2.*P02);
alphamax = sqrt(2).*erfcinv(2.*pmax);
rhoA =
dblquad(@(x,y)NumInt(x,y,mlnAc1,slnAc1,P01,mlnAc2,slnAc2,P02,rhoG),alpha1,alphamax,
alpha2,alphamax);

function z = NumInt(x,y,m1,s1,p1,m2,s2,p2,rho)
A1 = exp( m1+s1.*sqrt(2).*erfcinv( erfc(x/sqrt(2))./p1 ) );
A2 = exp( m2+s2.*sqrt(2).*erfcinv( erfc(y/sqrt(2))./p2 ) );
A1(isnan(A1)) = 1e-12;
A2(isnan(A2)) = 1e-12;
pG1G2 = exp(-(x.^2+y.^2-2*rho*x.*y)./(2*(1-rho^2))) ./ (2*pi*sqrt(1-rho^2));
z = A1.*A2.*pG1G2;
```

Annexe 2

Application de la nouvelle métrique de test sur des ECCDFs

A2.1. Données de propagation de Spino D'Adda (Italie) recueillies entre 1994 et 2000 à 18.6 GHz.....	268
A2.2. Données de propagation de Spino D'Adda (Italie) recueillies entre 1994 et 2000 à 39.6 GHz.....	273

A2.1. Données de propagation de Spino D'Adda (Italie) recueillies entre 1994 et 2000 à 18.6 GHz

Dans cette section sont dans un premier temps présentées sur la Figure A2-1 les différentes ECCDFs d'atténuation due à la pluie issues des données de propagation à 18.7 GHz de la campagne ITALSAT suivant le nombre d'années de mesures prises en compte pour leur calcul (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans, en gris sur les différentes sous-figures). En noir est représentée l'ECCDF d'atténuation due à la pluie long-terme calculée à partir des 7 années de mesures entre 1994 et 2000.

Les Figures A2-2, A2-3 et A2-4 représentent les hiérarchies renvoyées respectivement par les métriques de test CPLRE, ITUE et NTM lorsque les cinq modèles de CCDFs long-termes introduits dans le chapitre 2 (ITU-R P.618-12 [ITU-R P.618-12], Crane TC [Crane, 1985], EXCELL [Capsoni et al., 1987], EXCELL-SC [Capsoni et al., 2009] et Matricciani [Matricciani, 1993][Matricciani, 1994]) sont comparés aux ECCDFs représentant 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 années de mesures. Par rapport aux hiérarchies présentées dans la section 2.3.2.1 du chapitre 2, ce sont les sous-figures représentant les hiérarchies pour des durées de 4 et 6 ans qui ont été ajoutées.

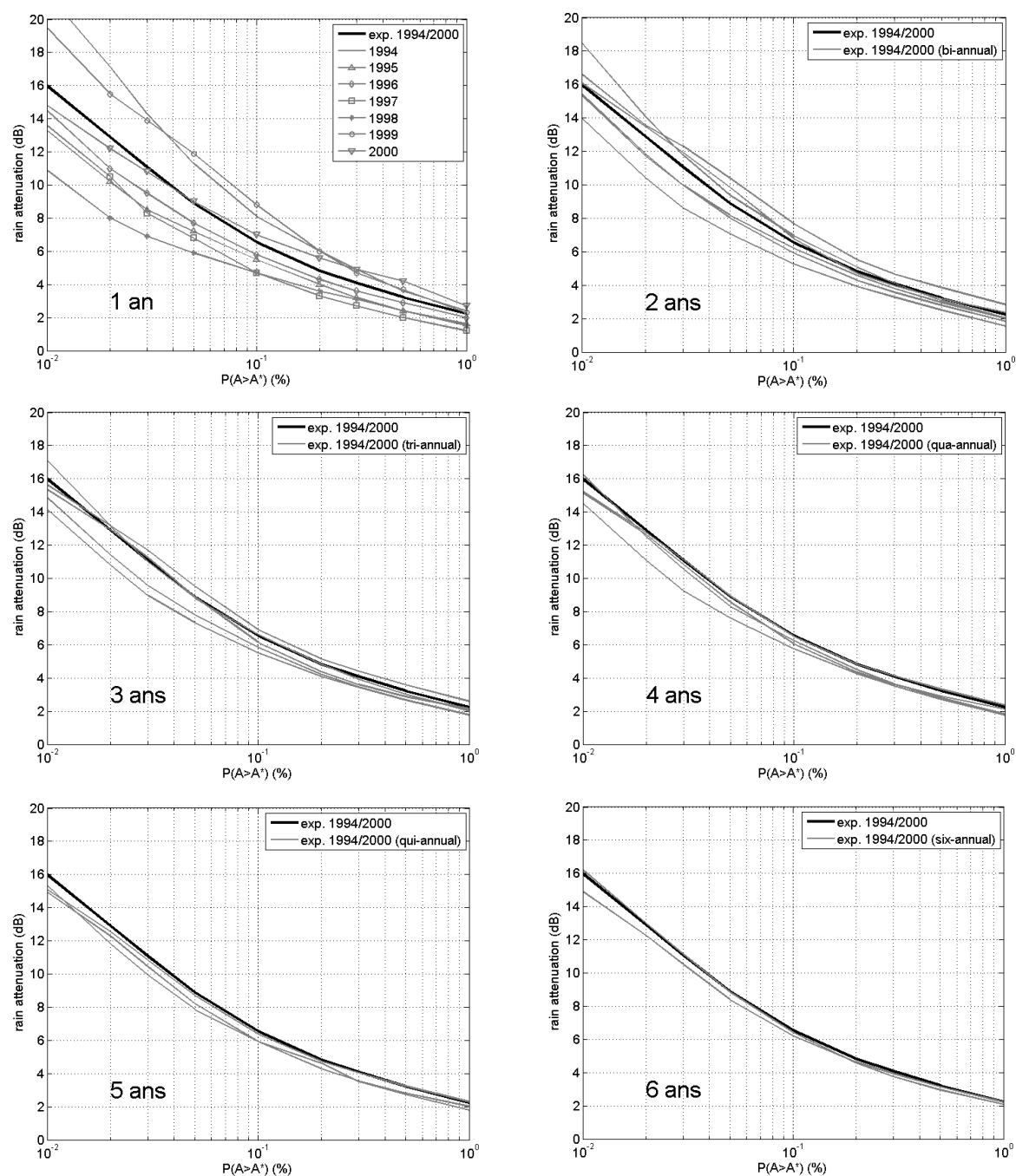


Figure A2-1 : ECCDFs d'atténuation due à la pluie calculées sur 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans et ECCDF d'atténuation due à la pluie long-terme de la liaison Spino D'Adda/Italsat à 18.7 GHz entre 1994 et 2000

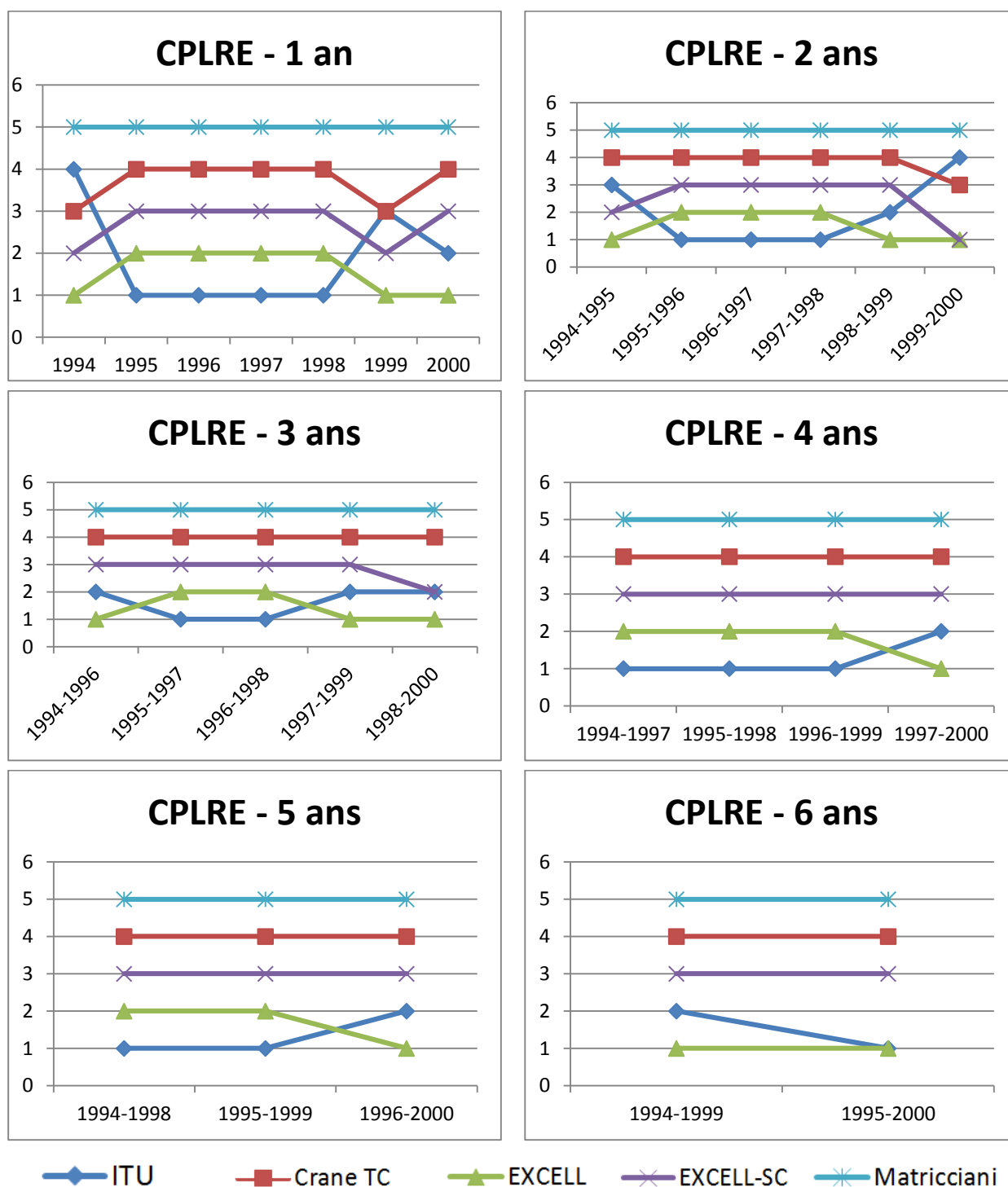


Figure A2-2 : Hiérarchies renvoyées par la métrique CPLRE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 18.7 GHz

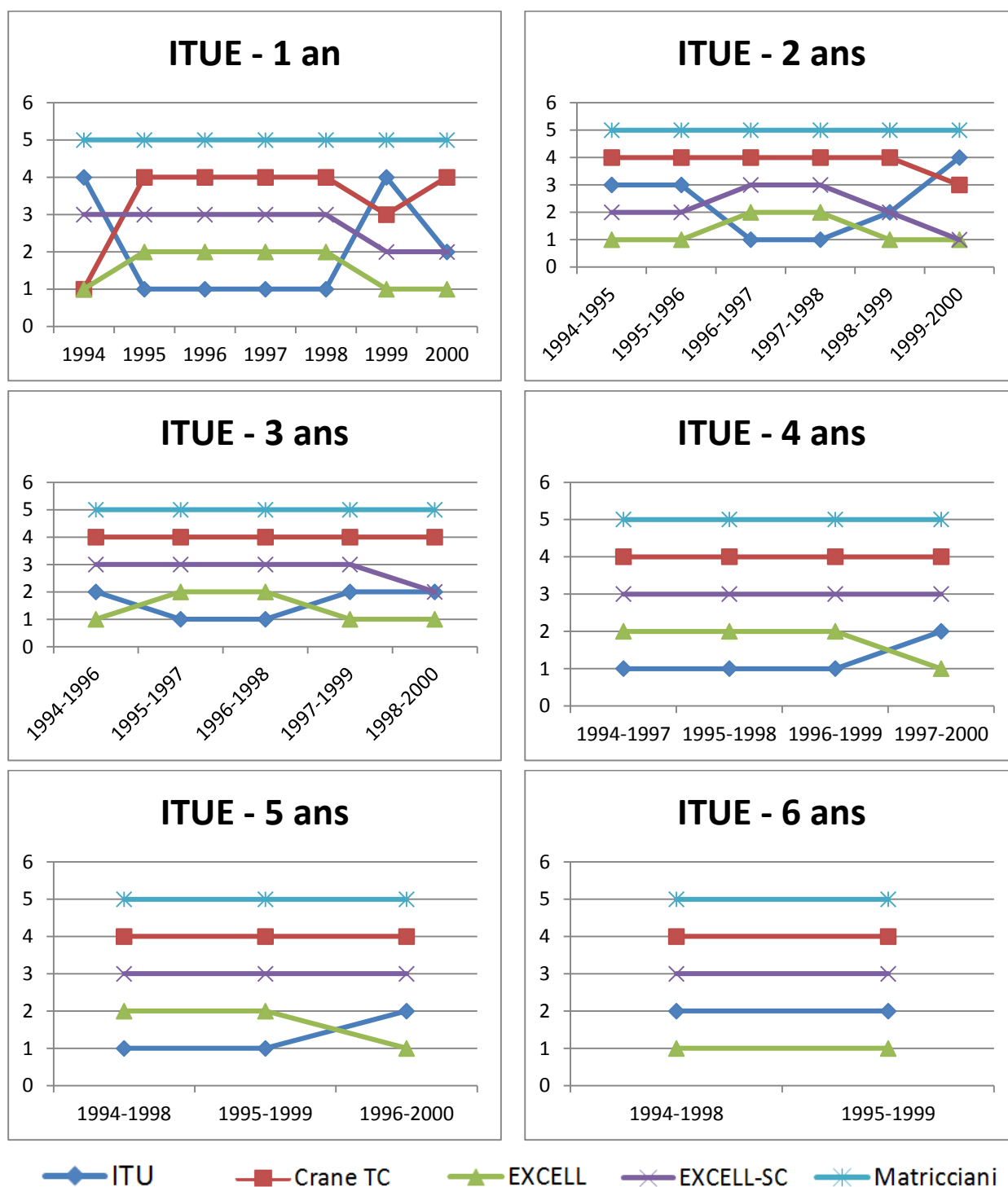


Figure A2-3 : Hiérarchies renvoyées par la métrique ITUE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 18.7 GHz

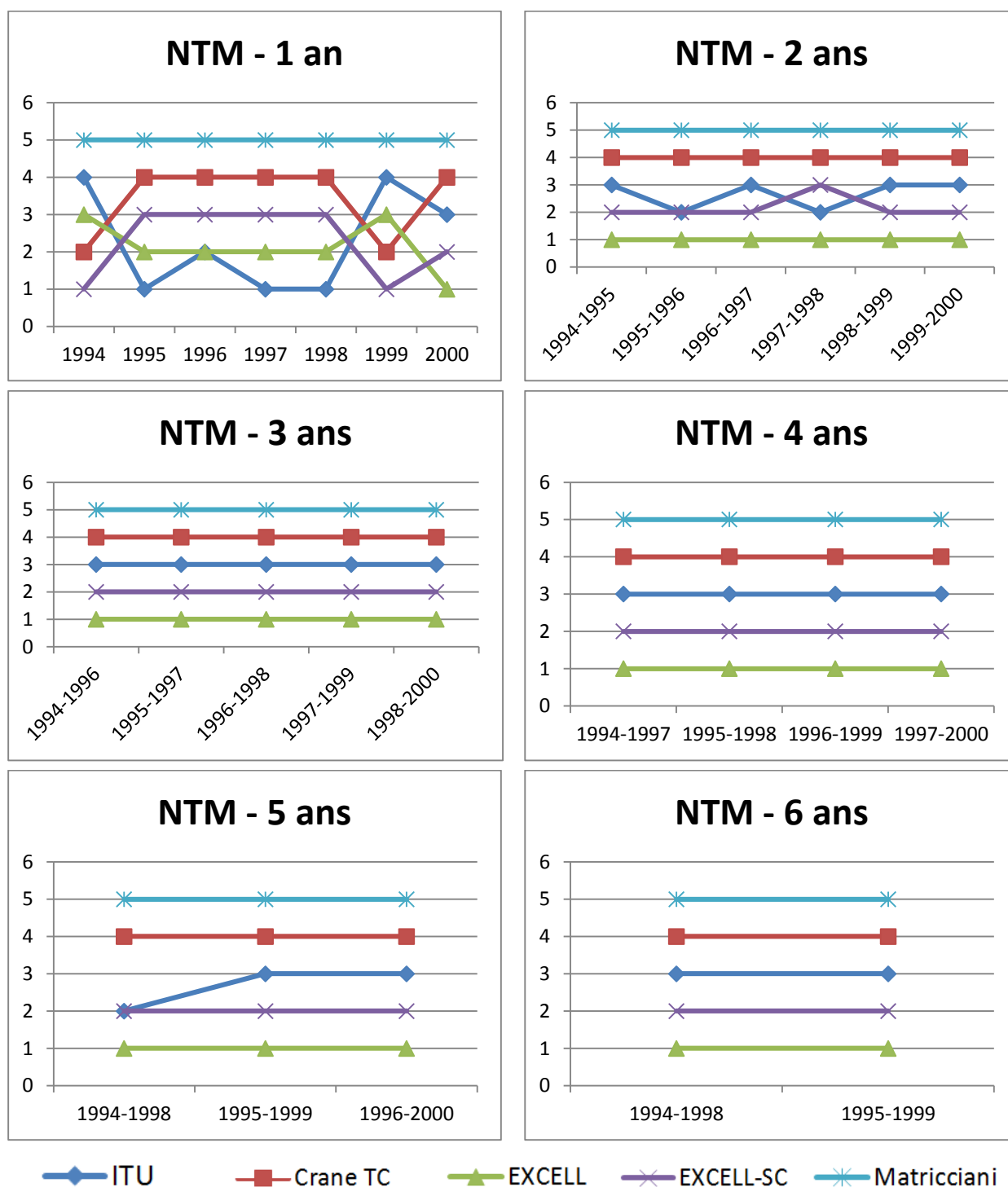


Figure A2-4 : Hiérarchies renvoyées par la métrique NTM suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 18.7 GHz

A2.2. Données de propagation de Spino D'Adda (Italie) recueillies entre 1994 et 2000 à 39.6 GHz

D'une manière complètement symétrique à ce qui est présenté dans la section A2.1, la Figure A2-5 présente les différentes ECCDFs d'atténuation due à la pluie issues des données de propagation à 39.6 GHz de la campagne ITALSAT suivant le nombre d'années de mesures prises en compte pour leur calcul (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans, en gris sur les différentes sous-figures). En noir est représentée l'ECCDF d'atténuation due à la pluie long-terme calculée à partir des 7 années de mesures entre 1994 et 2000.

Les Figures A2-6, A2-7 et A2-8, d'une manière analogue aux Figures A2-2, A2-3 et A2-4, représentent les hiérarchies renvoyées respectivement par les métriques de test CPLRE, ITUE et NTM lorsque les cinq modèles de CCDFs long-termes introduits dans le chapitre 2 sont comparés aux ECCDFs représentant 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 années de mesures. Encore une fois, par rapport aux hiérarchies présentées dans la section 2.3.2.2 du chapitre 2, ce sont les sous-figures représentant les hiérarchies pour des durées de 4 et 6 ans qui ont été ajoutées.

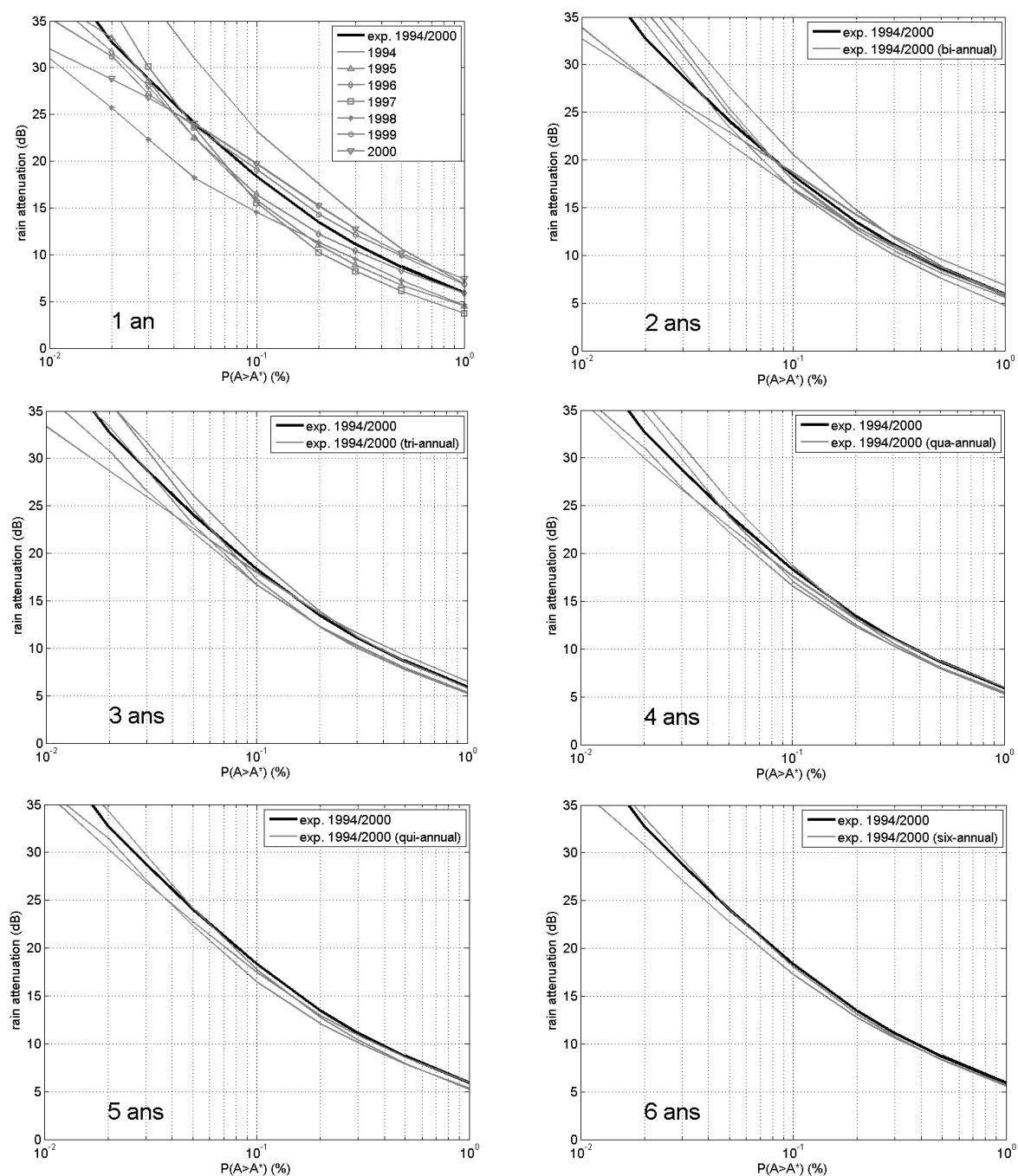


Figure A2-5 : ECCDFs d'atténuation due à la pluie calculées sur 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans et ECCDF d'atténuation due à la pluie long-terme de la liaison Spino D'Adda/Italsat à 39.6 GHz entre 1994 et 2000

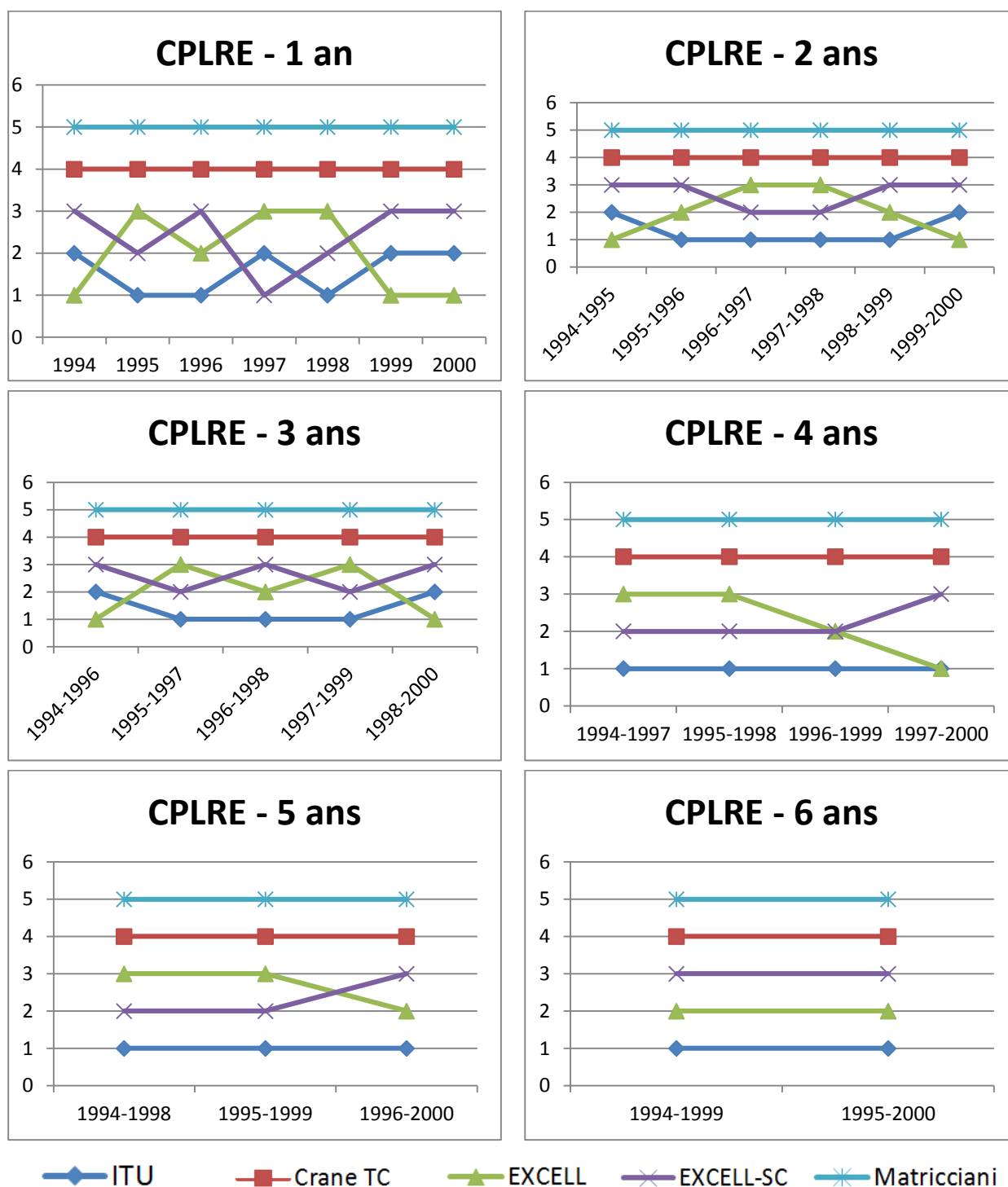


Figure A2-6 : Hiérarchies renvoyées par la métrique CPLRE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 39.6 GHz

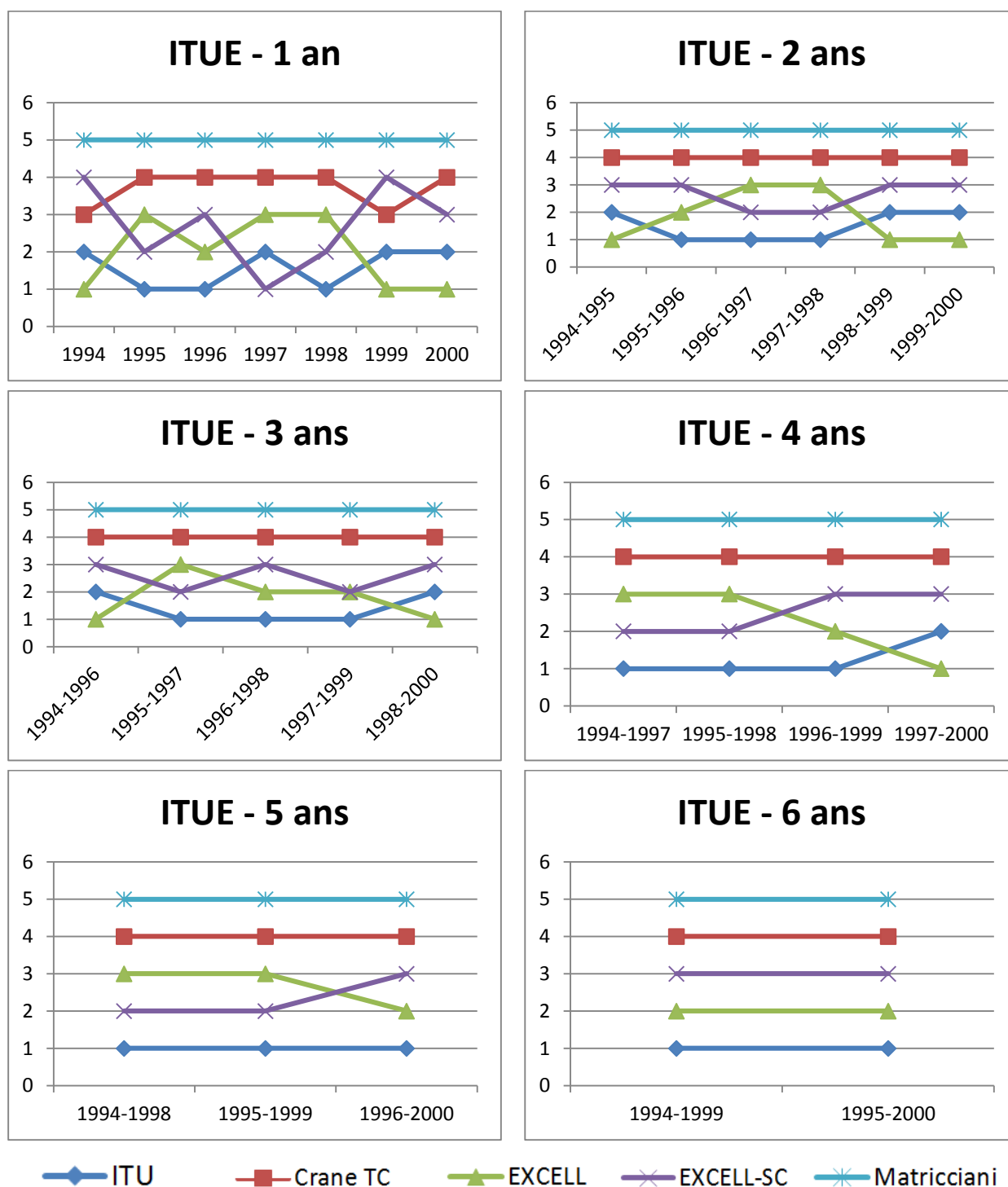


Figure A2-7 : Hiérarchies renvoyées par la métrique ITUE suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 39.6 GHz

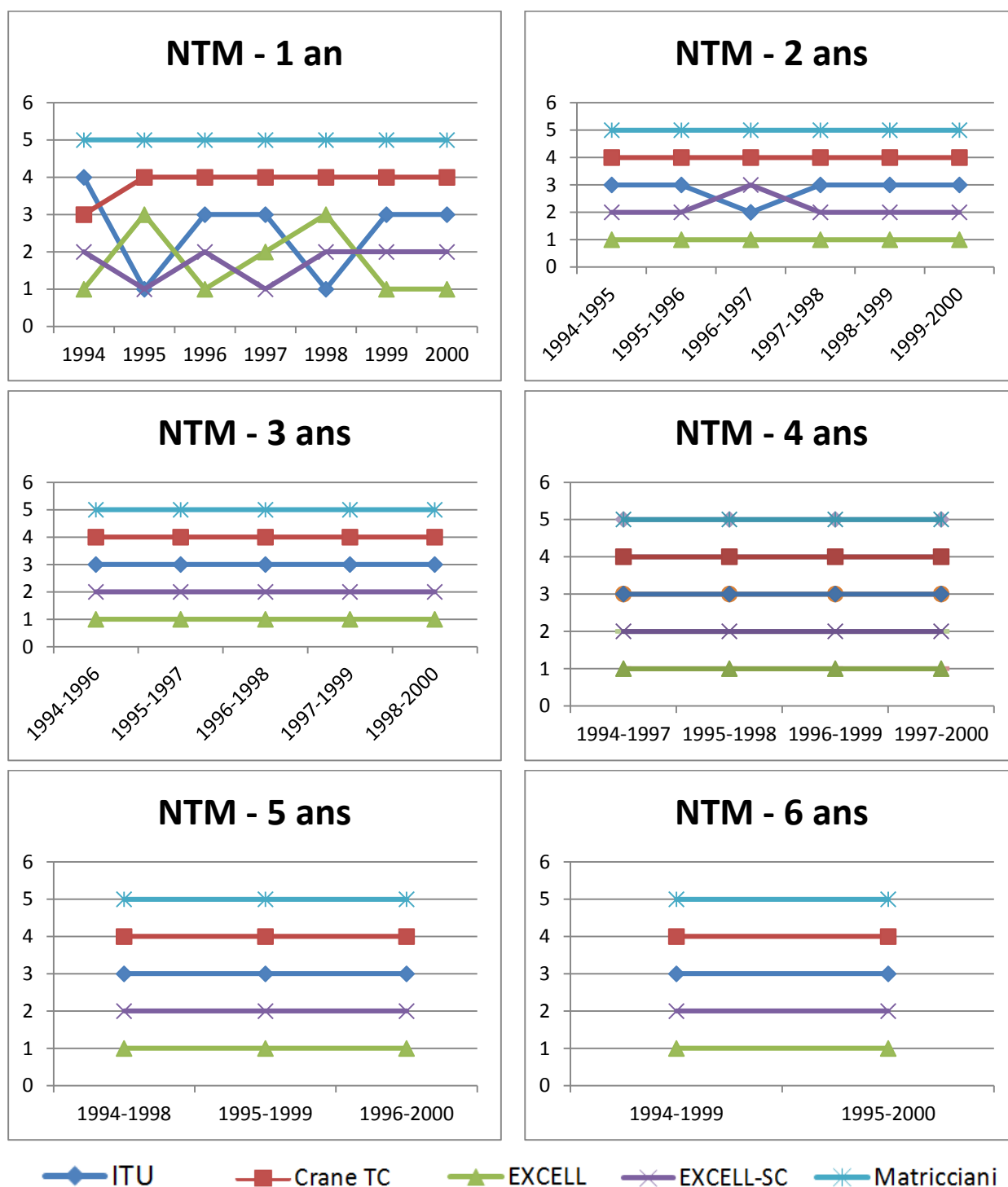


Figure A2-8 : Hiérarchies renvoyées par la métrique NTM suivant la durée de l'expérimentation (1, 2, 3, 4, 5 ou 6 ans) considérée pour le calcul des ECCDFs dérivées des mesures ITALSAT à 39.6 GHz

Annexe 3

Paramétrage des fonctions de corrélation spatiale issues des simulations WRF-EMM

A3.1	Rappel concernant le paramétrage proposé.....	280
A3.2	Paramétrage des différentes fonctions de corrélation spatiale	281
A3.2.1	Paramétrages pour Toulouse en 2014.....	282
A3.2.2	Paramétrages pour Bérat en 2014.....	283
A3.2.3	Paramétrages pour Le Soulié en 2014	284
A3.2.4	Paramétrages pour Cahors en 2014	285
A3.2.5	Paramétrages pour Biscarosse en 2014	286
A3.2.6	Paramétrages pour Salon en 2014	287
A3.2.7	Paramétrages pour Hortonedà en 2014.....	288
A3.3	Conclusion.....	289

A3.1 Rappel concernant le paramétrage proposé

Conformément aux paramétrages existants (cf. chapitre 1) et aux corrélations spatiales dérivées du chapitre 4 des simulations WRF-EMM, nous proposons une formulation commune pour exprimer les fonctions de corrélation spatiale de l'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM, sous la forme d'une somme de deux fonctions en exponentielle décroissante :

$$\rho(d) = a \exp\left(-\left(\frac{d}{b_1}\right)^{c_1}\right) + (1 - a) \exp\left(-\left(\frac{d}{b_2}\right)^{c_2}\right) \quad (\text{A3.1})$$

où d est la distance à partir du point d'étude, $a \in [0,1]$, $\{b_1, b_2\} \in \mathbb{R}_+^{*2}$ et $\{c_1, c_2\} \in \llbracket 1,2 \rrbracket$. La formulation (A3.1), somme de deux fonctions exponentielles, correspond à la majorité des expressions des fonctions de corrélation déjà existantes (cf. chapitre 1, Tableau 1-1), conformément à la relation (1.58). En effet, les fonctions de corrélation spatiale intégrées au modèle de Paraboni-Barbaliscia [Luglio et al., 2002][ITU-R P.618-12], au modèle Sistar [Jeannin et al., 2012] ou celle paramétrée à partir des résultats de la campagne de mesure ONERA-CNES [Boulanger et al., 2016] s'expriment comme une somme de deux exponentielles décroissantes. Par exemple, dans le cas du modèle de Paraboni-Barbaliscia au niveau de la fonction de corrélation $\rho_G(d)$ des processus Gaussiens sous-jacents au processus d'atténuation due à la pluie (relation (1.37)), $a = 0.94$, $b_1 = 30$, $b_2 = 500$, $c_1 = 1$ et $c_2 = 2$.

Dans le cadre de l'analyse des corrélations spatiales d'atténuation due à la pluie issues des simulations WRF-EMM, du fait de l'anisotropie de celles-ci, le paramétrage proposé n'est pas seulement basé sur la distance par rapport au point de référence choisi, mais également sur :

- l'axe suivi au niveau de l'ellipse équivalente, approximée par rapport à la carte de corrélation issue de WRF-EMM en prenant un seuil de corrélation à 0.5 (cf. chapitre 4, figure 4-15) : que l'on soit situé sur le grand axe ou le petit axe de cette ellipse, les coefficients de corrélation spatiale ne décroissent pas de la même façon ;
- l'orientation du segment défini par la station de référence et le point d'implantation de la station de redondance, les distances étant comptées comme positives vers le Nord et vers l'Est.

Pour chaque site continental testé au cours du chapitre 4 (Toulouse, Bérat, Le Soulié, Cahors, Biscarosse, Salon de Provence et Hortonedà), nous proposons donc quatre paramétrages différents, suivant l'axe suivi et suivant le "signe" de la distance, à partir de leur carte de corrélation (cf. Figures 4-5 à 4-11) issue des simulations WRF-EMM. Par ailleurs, plusieurs configurations du couple $\{c_1, c_2\}$ seront testées pour chaque site :

- $\{c_1, c_2\} = \{1,1\}$;
- $\{c_1, c_2\} = \{1,2\}$;
- $\{c_1, c_2\} = \{2,1\}$;
- $\{c_1, c_2\} = \{2,2\}$.

Chaque paramétrage s'appuie sur la méthode des moindres carrés.

A3.2 Paramétrage des différentes fonctions de corrélation spatiale issues des simulations WRF-EMM

Cette section détaille, pour chacun des sites continentaux étudiés jusqu'alors (Toulouse, Bérat, Le Soulié, Cahors, Biscarosse, Salon de Provence et Hortonedà), les différents paramétrages extraits à partir des cartes de corrélation spatiale présentées au chapitre 4 (cf. Figures 4-5 à 4-11) issues des simulations WRF-EMM. On rappelle que pour ces différentes cartes, c'est une liaison avec le satellite géostationnaire Astra-3B (23.5°E) à 20.2 GHz qui est considérée.

A3.2.1 Paramétrages pour Toulouse en 2014

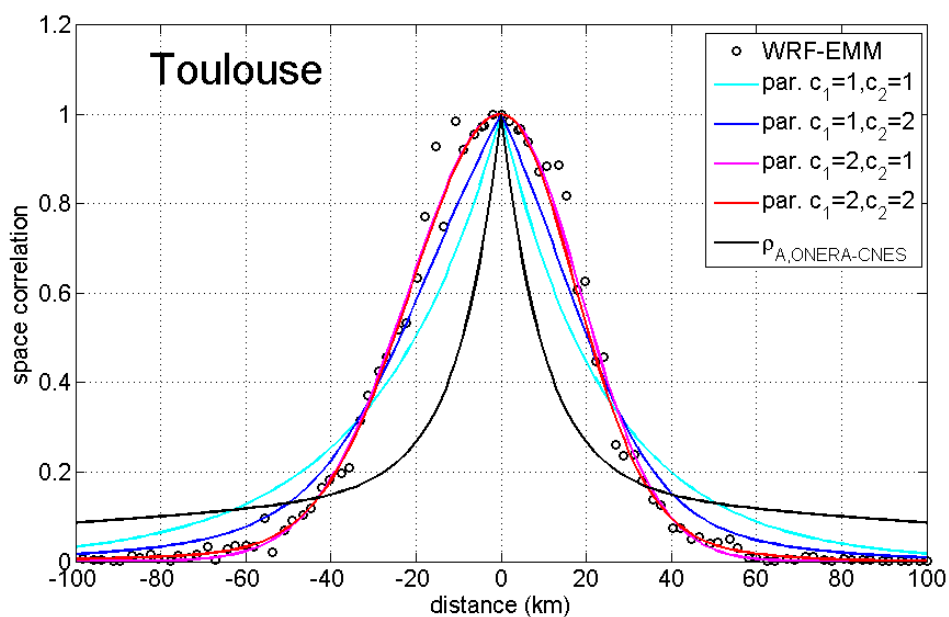


Figure A3-1 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Toulouse en 2014 (cf. Figure 4-5)

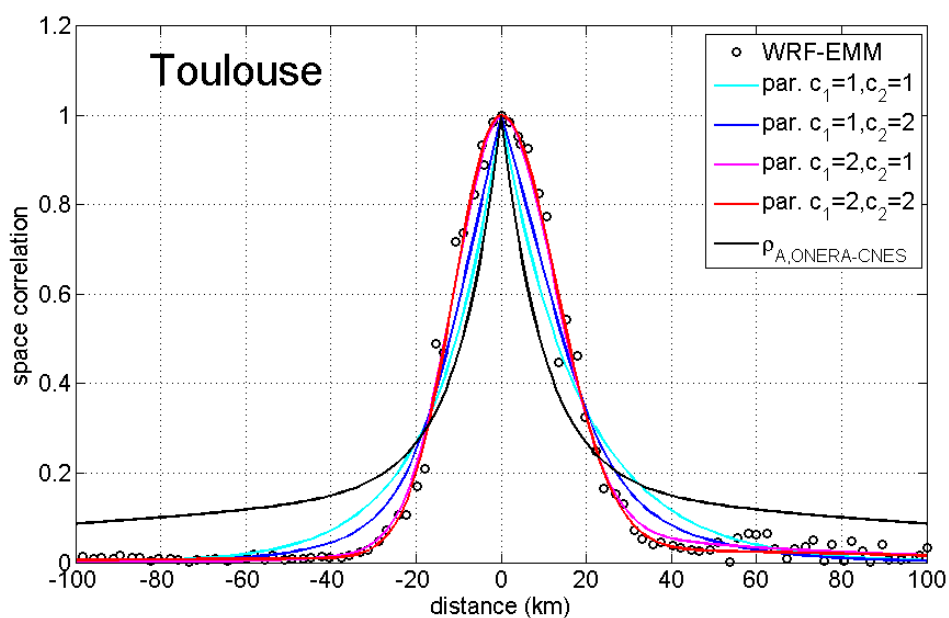


Figure A3-2 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Toulouse en 2014 (cf. Figure 4-5)

A3.2.2 Paramétrages pour Bérat en 2014

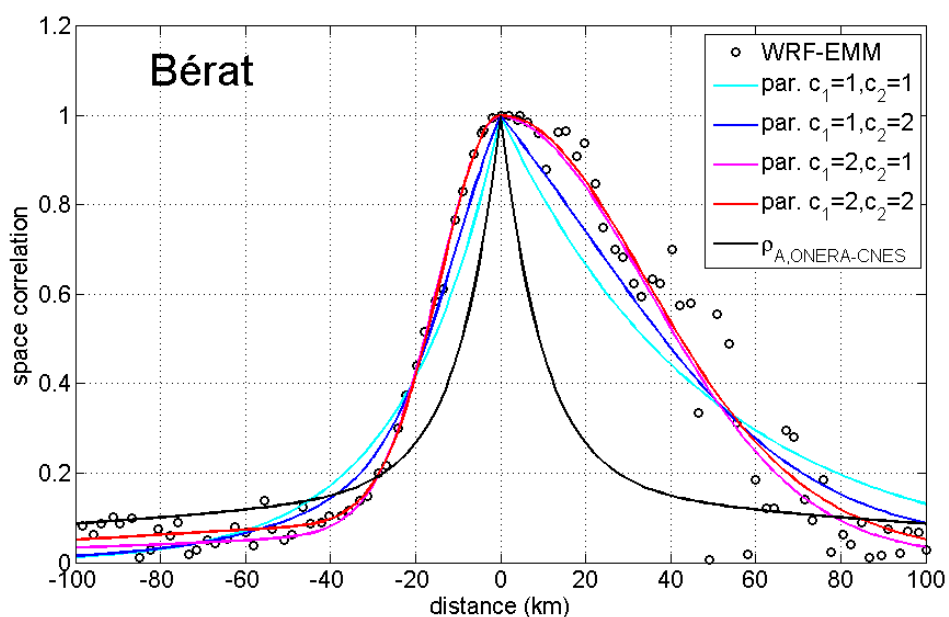


Figure A3-3 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Bérat en 2014 (cf. Figure 4-6)

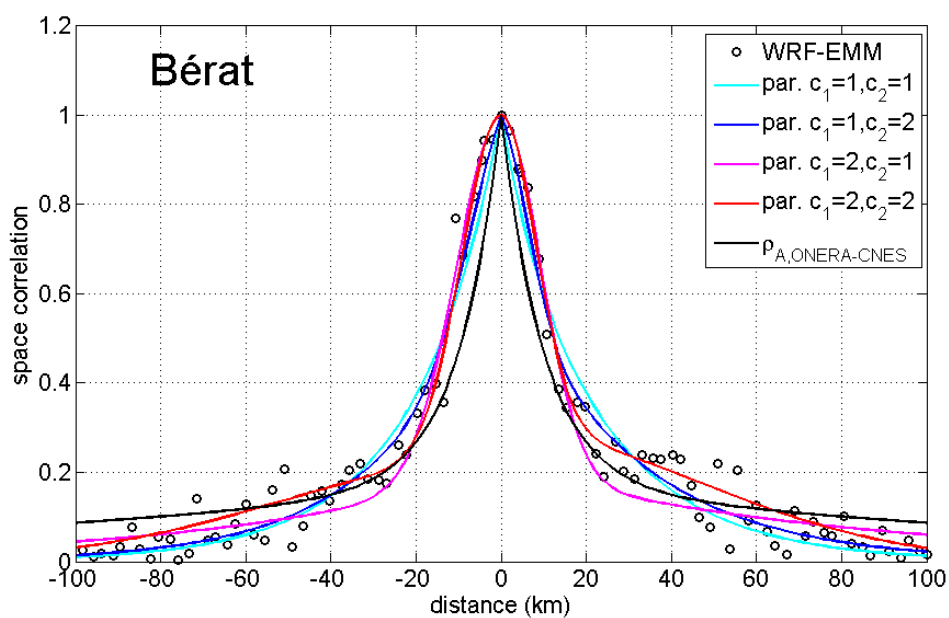


Figure A3-4 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Bérat en 2014 (cf. Figure 4-6)

A3.2.3 Paramétrages pour Le Soulié en 2014

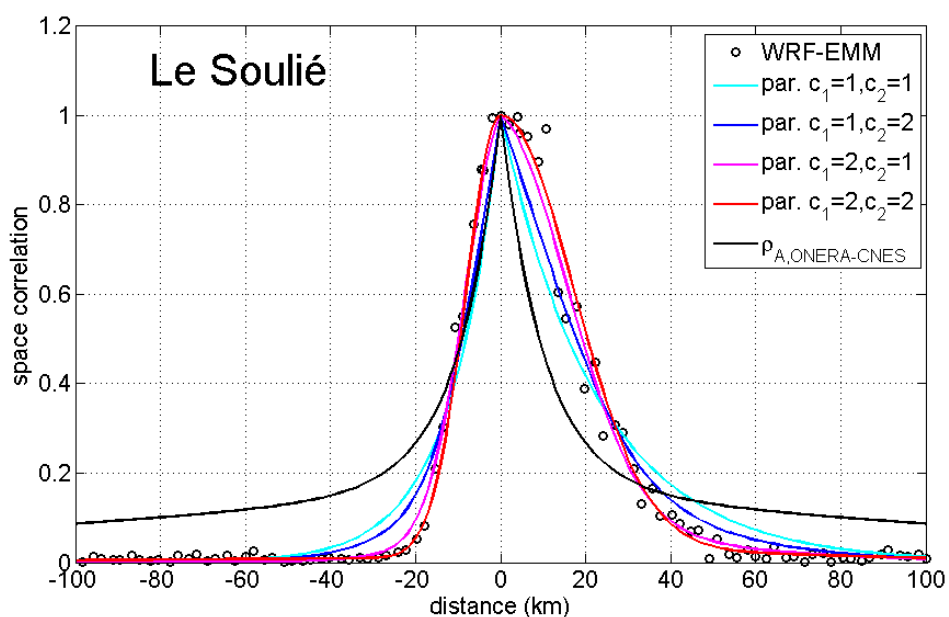


Figure A3-5 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Le Soulié en 2014 (cf. Figure 4-7)

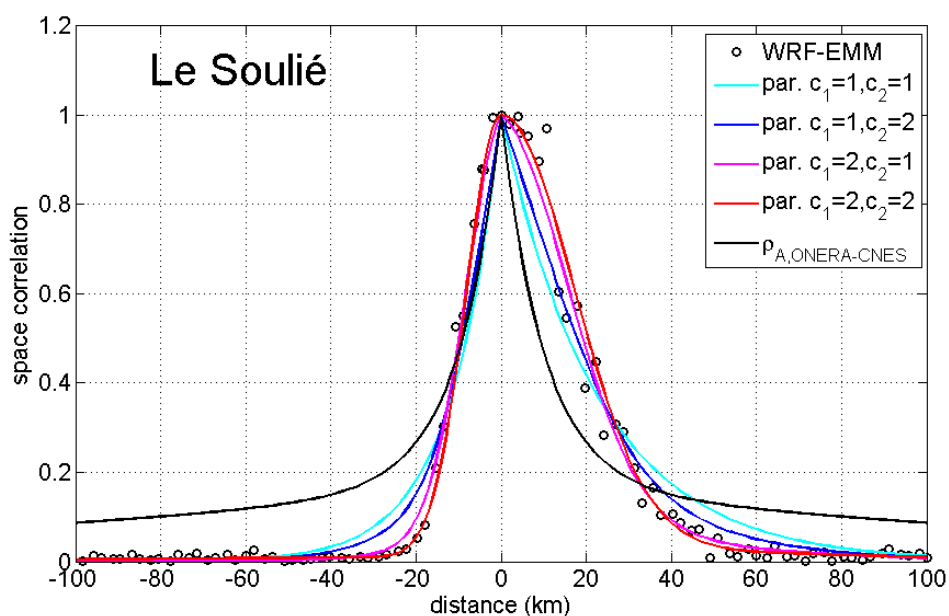


Figure A3-6 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Le Soulié en 2014 (cf. Figure 4-7)

A3.2.4 Paramétrages pour Cahors en 2014

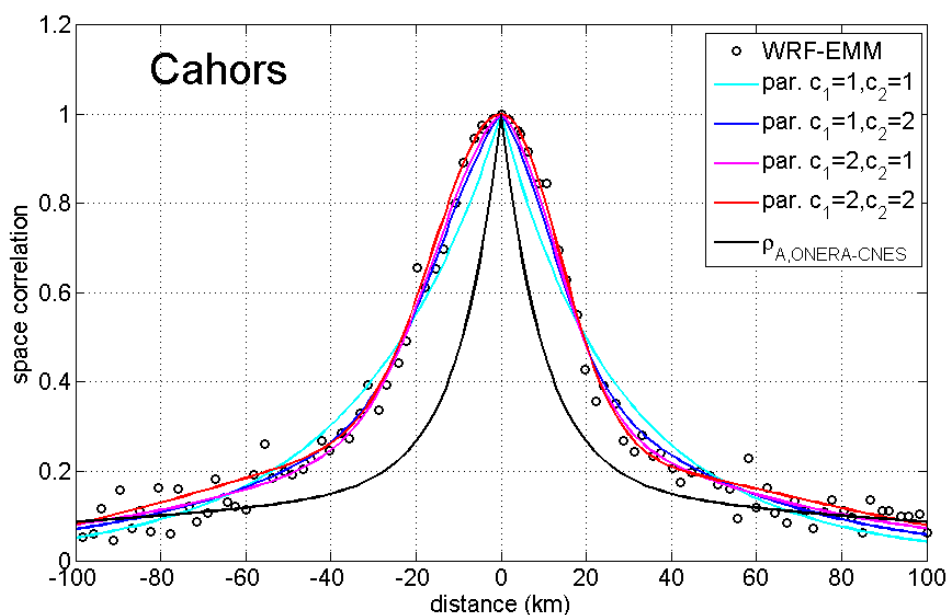


Figure A3-7 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Cahors en 2014 (cf. Figure 4-8)

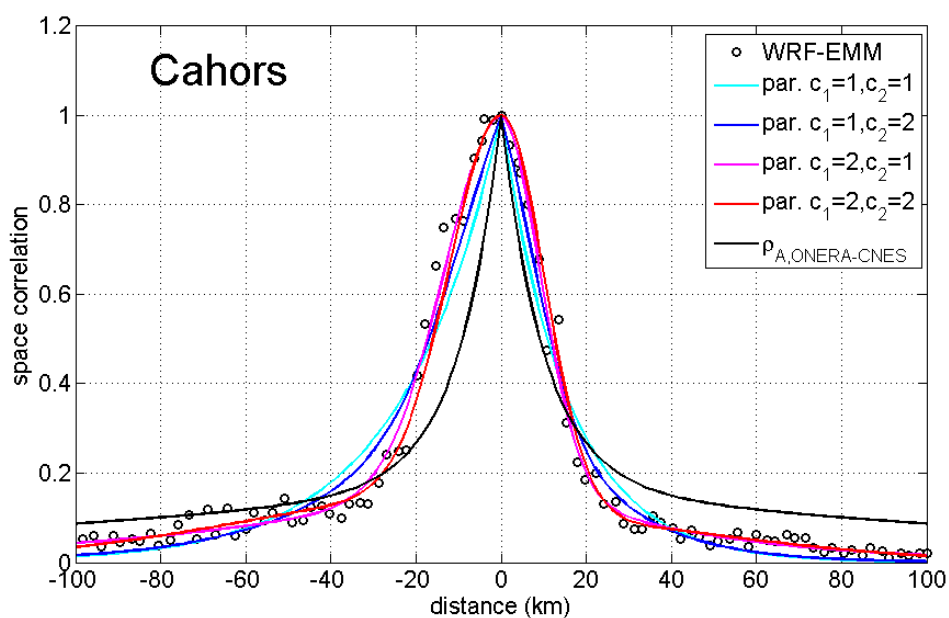


Figure A3-8 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Cahors en 2014 (cf. Figure 4-8)

A3.2.5 Paramétrages pour Biscarosse en 2014

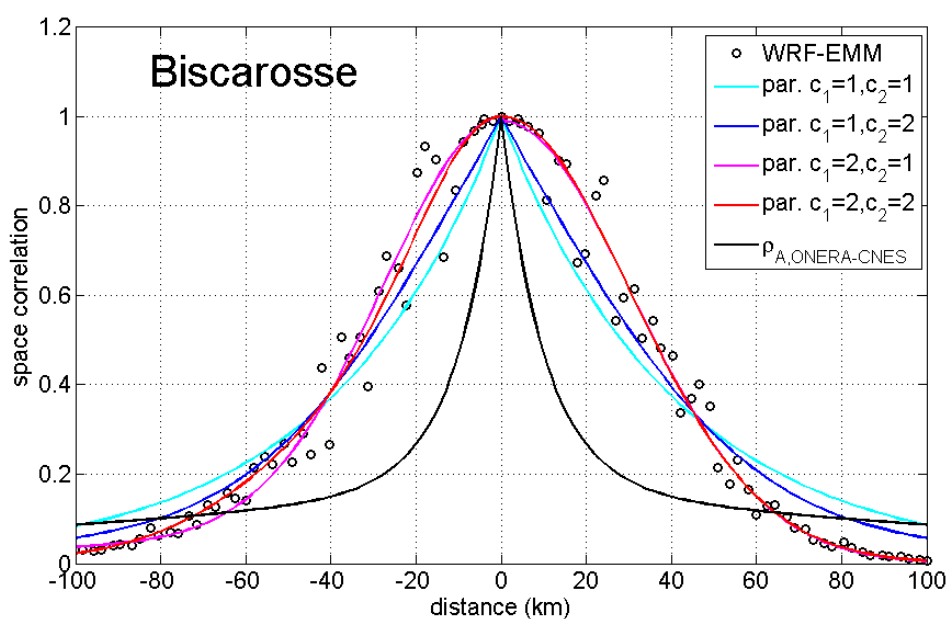


Figure A3-9 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Biscarosse en 2014 (cf. Figure 4-9)

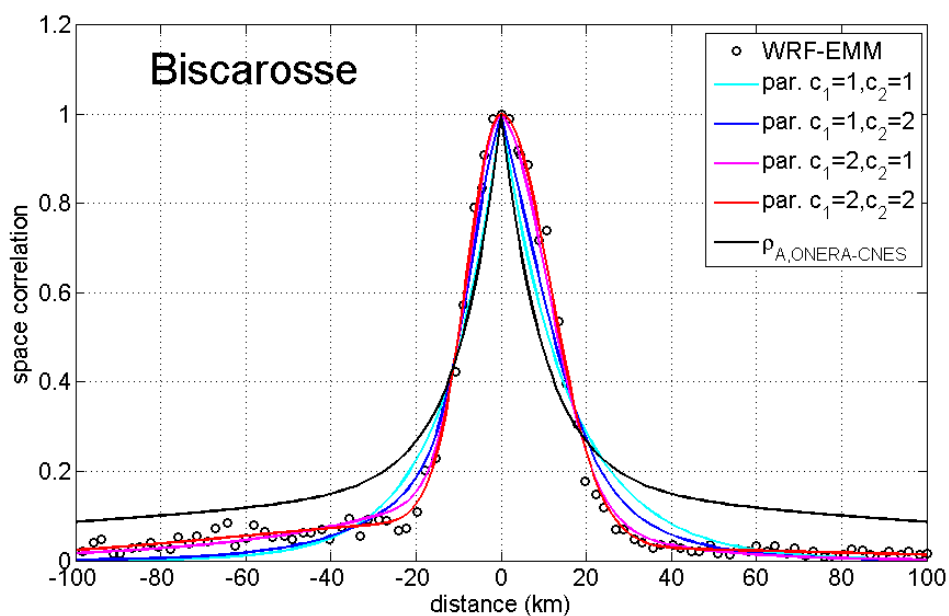


Figure A3-10 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Biscarosse en 2014 (cf. Figure 4-9)

A3.2.6 Paramétrages pour Salon en 2014

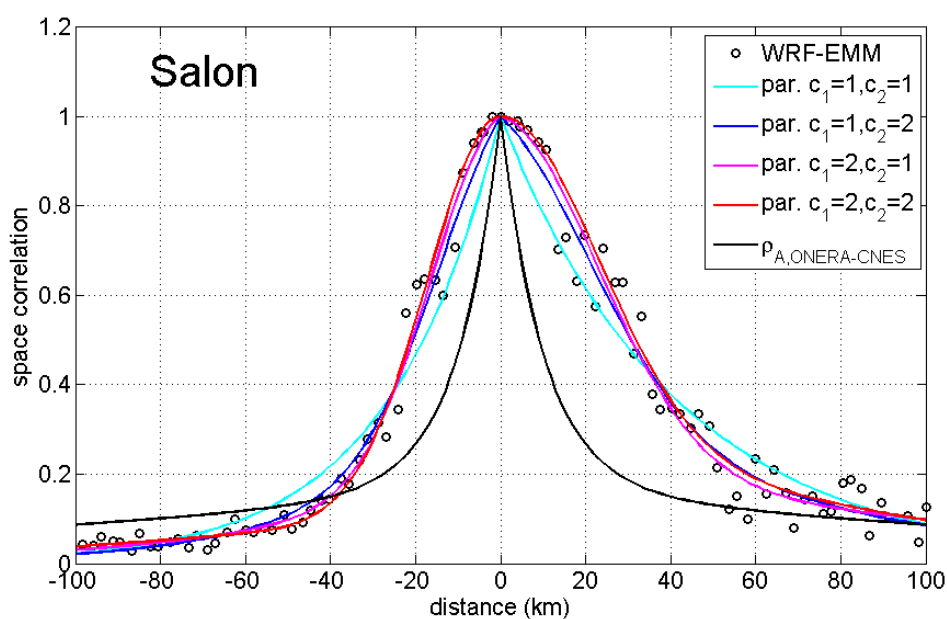


Figure A3-11 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Salon en 2014 (cf. Figure 4-10)

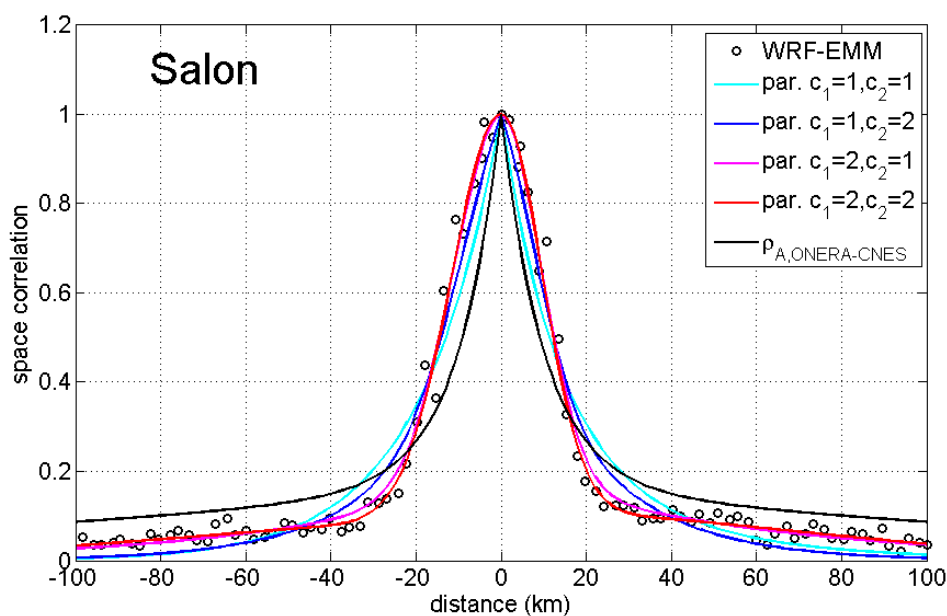


Figure A3-12 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Salon en 2014 (cf. Figure 4-10)

A3.2.7 Paramétrages pour Hortonedea en 2014

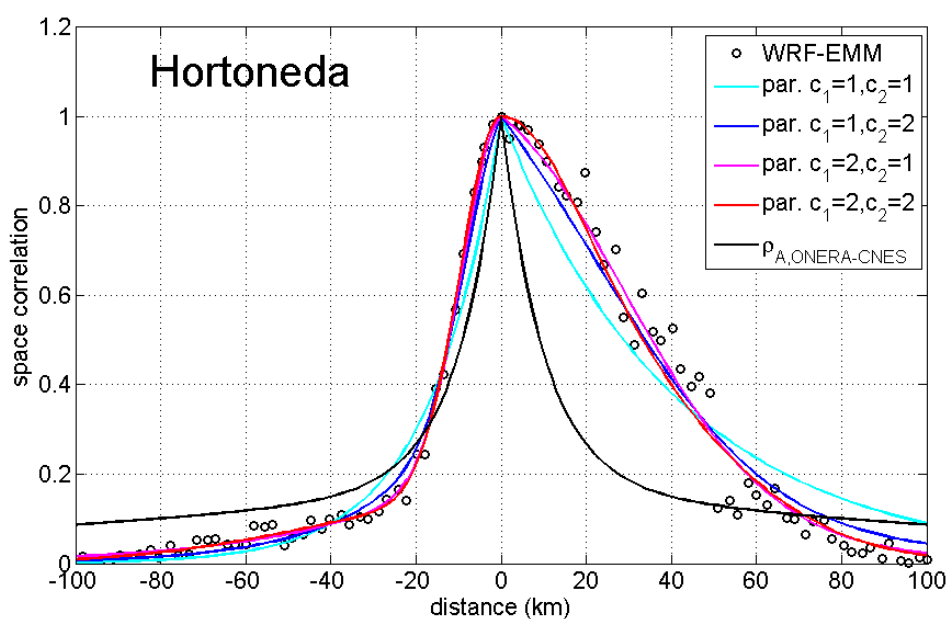


Figure A3-13 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le grand axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Hortonedea en 2014 (cf. Figure 4-11)

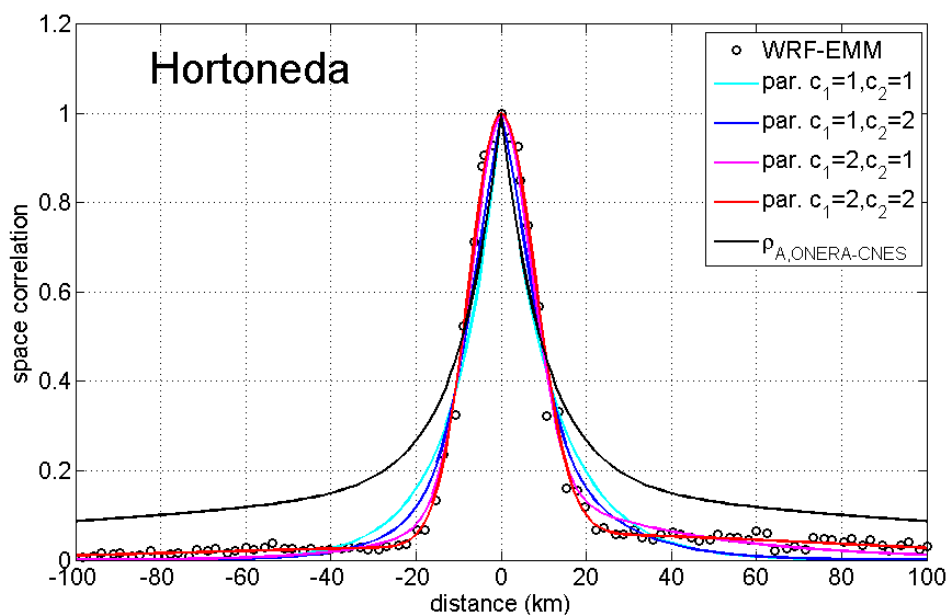


Figure A3-14 : Paramétrage de l'évolution des coefficients de corrélation selon le petit axe de l'ellipse équivalente dérivée des corrélations spatiales WRF-EMM sur Hortonedea en 2014 (cf. Figure 4-11)

A3.3 Conclusion

De l'ensemble des paramétrages proposés dans cette annexe, l'utilisation de la configuration $\{c_1, c_2\} = \{2,1\}$ ou de la configuration $\{c_1, c_2\} = \{2,2\}$ offre clairement les meilleurs résultats.

En particulier, du fait que les coefficients de corrélation renvoyés par les sorties WRF-EMM pour des distances inter-sites inférieures à 20 km semblent posséder un comportement Gaussien, les configurations $\{c_1, c_2\} = \{1,1\}$ et $\{c_1, c_2\} = \{1,2\}$ ne permettent pas d'obtenir des paramétrages satisfaisants. De plus, les configurations $\{c_1, c_2\} = \{2,1\}$ et $\{c_1, c_2\} = \{2,2\}$ offrent des résultats similaires. Cependant, dans certaines situations, la configuration $\{c_1, c_2\} = \{2,2\}$ (petit axe de Bérat, Figure A3-4, et grand axe de Biscarosse, Figure A3-9) semble offrir de meilleurs résultats.

Site de référence	$\{a, b_1, b_2\}$			
	Grand axe		Petit axe	
	$d \leq 0$	$d \geq 0$	$d \leq 0$	$d \geq 0$
Toulouse	{0.97,30.0,76.0}	{0.92,24.0,47.0}	{0.99,16.0,129.0}	{0.97,18.0,123.0}
Bérat	{0.91,20.0,132.0}	{0.73,45.0,75.0}	{0.77,13.0,71.0}	{0.71,11.0,132.0}
Le Soulié	{0.81,38.0,109.0}	{0.88,34.0,61.0}	{0.99,11.0,116.0}	{0.97,24.0,96.0}
Cahors	{0.66,13.0,81.0}	{0.82,15.0,95.0}	{0.84,21.0,81.0}	{0.90,17.0,72.0}
Biscarosse	{0.59,55.0,25.0}	{0.54,47.0,40.0}	{0.91,11.0,86.0}	{0.97,16.0,110.0}
Salon de Provence	{0.91,24.0,107.0}	{0.78,33.0,110.0}	{0.91,16.0,100.0}	{0.89,13.0,96.0}
Hortoneda	{0.86,13.0,61.0}	{0.78,58.0,18.0}	{0.97,11.0,96.0}	{0.94,11.0,112.0}
Moyenne	{0.82,30.0,84.0}	{0.78,37.0,64.0}	{0.91,14.0,97.0}	{0.91,16.0,106.0}
	{0.80,33.0,74.0}		{0.91,15.0,102.0}	
	{0.86,24.0,88.0}			

Tableau A3-1 : Paramétrages des fonctions de corrélation spatiale dérivées des cartes de corrélation obtenues après les simulations WRF-EMM en se basant sur la configuration $\{c_1, c_2\} = \{2, 2\}$

Le Tableau A3-1 compile les valeurs des paramètres a , b_1 et b_2 obtenus en se basant sur la configuration $\{c_1, c_2\} = \{2, 2\}$ pour les différents sites étudiés jusqu'à maintenant (Toulouse, Bérat, Le Soulié, Cahors, Biscarosse, Salon de Provence et Hortonedà). Si l'idéal est naturellement d'utiliser directement les coefficients de corrélation spatiale obtenus via les simulations WRF-EMM, l'emploi de tables de paramétrages comme le Tableau A3-1 (quelle que soit la configuration du couple $\{c_1, c_2\}$ retenue, étant donné qu'il n'est pas certain que la configuration $\{c_1, c_2\} = \{2, 2\}$ soit la plus judicieuse en dehors du Sud de la France) possède cependant un intérêt pour alimenter les simulateurs comme SISTAR [Jeannin et al., 2012]. Ces simulateurs pourraient en effet utiliser une base de données des paramètres a , b_1 , b_2 , c_1 et c_2 permettant d'affiner leur fonctionnement pour être plus représentatifs de la réalité expérimentale en considérant des coefficients de corrélation spatiale anisotrope.

Modélisation Statistique de la Diversité Multi-Site aux Fréquences Comprises entre 20 et 50 GHz

Du fait de la congestion des bandes de fréquences conventionnelles (bandes S, C, Ku) et de la nécessité d'acheminer des débits de plus en plus importants, l'évolution des télécommunications par satellite fournissant des services multimédia à très haut débit se traduit actuellement par une montée en fréquence (bande Ka, 20-30 GHz, pour les liaisons utilisateurs, et bande Q/V, 40-50 GHz, pour les liens avec les stations d'ancrage) pour atteindre une capacité globale de l'ordre du Tb/s. Cependant, cette montée en fréquence rend les futurs systèmes de télécommunications extrêmement vulnérables aux atténuations troposphériques, notamment aux précipitations qui constituent le principal contributeur à l'affaiblissement troposphérique total. Dans ce contexte, la seule utilisation des techniques de codages et de modulation adaptatives, même combinée avec de la gestion de puissance, ne suffit plus. Afin d'exploiter la décorrélation en distance des champs de précipitations, l'utilisation de stations terrestres en diversité de site est étudiée par les opérateurs afin de maintenir un bilan de liaison favorable, en jouant sur une certaine redondance des stations sols pour rediriger les signaux selon les conditions météorologiques locales. Si plusieurs modèles permettant de dimensionner de tels systèmes existent déjà, leur paramétrage n'a pu s'appuyer pour le moment que sur un nombre limité de bases de données expérimentales, à la fois en terme de durée d'acquisition et de climats représentés : les données ne sont bien souvent recueillies que dans des zones climatiques tempérées (Europe et Amérique du Nord) et ne représentent qu'un faible nombre d'années de mesures (une année dans la majorité des cas). Dès lors, le paramétrage, ainsi que la validation, de ces modèles est compromise.

Cette thèse propose la définition d'un nouveau modèle, le modèle WRF-EMM, permettant de générer des statistiques de propagation sur une zone géographique de 100 x 100 km² en couplant le modèle de prévisions météorologiques à haute résolution WRF (*Weather Research and Forecasting*) à un module électromagnétique EMM (*ElectroMagnetic Module*) optimisé pour l'occasion. Aux latitudes moyennes, les sorties de ce simulateur sont utilisées pour alimenter les modèles actuels de dimensionnement des systèmes de télécommunications par satellite en diversité de site. Les résultats obtenus sont suffisamment proches des résultats expérimentaux pour envisager d'utiliser le modèle WRF-EMM pour compléter de façon artificielle les bases de données expérimentales existantes et finalement paramétrer les modèles de propagation en respectant les spécificités climatologiques et orographiques locales. En parallèle au développement du modèle WRF-EMM, cette thèse propose également la mise en place d'une nouvelle métrique de test permettant d'intégrer les variabilités interannuelles dans le processus de validation des modèles, ce qui n'était pas le cas jusqu'à maintenant.

Mots-clefs : systèmes de communications par satellite, atténuation troposphérique, diversité de site, variabilité statistique, métrique de test, modèle de prévision météorologique numérique

Statistical Modeling of Multi-Site Diversity for Frequencies between 20 and 50 GHz

Due to the congestion of standard frequency bands (S, C, Ku bands) and the need to offer higher data rates for multimedia services, space communication systems require to be operated at carrier frequencies higher than 20 GHz: Ka-band (20-30 GHz) for user links or Q/V band (40-50 GHz) for feeder links, to reach the Tb/s capacity. However, these frequency bands are submitted to increase tropospheric impairments, in particular rain attenuation which is its major contributor. In this context, the only use of standard fade mitigation techniques (up-link power control and/or adaptive coding and modulation) is not enough to counteract these propagation impairments and the use of gateways in site diversity configurations allows satisfying link budget to be maintained, relying on redundant gateways to reroute data traffic depending on local meteorological conditions. If several models suited to design such systems already exist, their parameterization is based on a limited number of sub-representative experimental data, both in terms of duration and climatic regions: experimental propagation data in a site diversity context have been often measured in temperate regions (Europe and North America) and represent few years of data (only one year in the majority of the cases). As a consequence, the parameterization, and so the validation, of such models is compromised.

This PhD thesis proposes the definition of a new model, the WRF-EMM model, allowing rain attenuation time series and statistics to be generated over a grid of 100 x 100 km², coupling the high resolution weather prediction model WRF (*Weather Research and Forecasting*) with the EMM (*ElectroMagnetic Module*), especially optimized during this thesis. Outputs of this simulator can feed site diversity models in order to design future satellite communications systems. At mid-latitudes, the results are promising and the use of the WRF-EMM model to generate site diversity synthetic datasets and to parameterize site diversity models wherever in the world should now be envisaged as an alternative to experimental data. In parallel with the development of the WRF-EMM model, this thesis also proposes the introduction of a new testing metric allowing to integrate the inter-annual variabilities during the validation process of statistical models, which has not been the case until now.

Keywords: satellite communications systems, tropospheric attenuation, site diversity, statistical variability, testing metric, numerical weather forecast model